

Cahiers de la Recherche

Série : Sciences économiques et Gestion

*Revue semestrielle publiant les travaux des étudiants
chercheurs inscrits au cycle doctoral (dans le champ des
Sciences Juridiques, Economiques, Politiques et de Gestion)
après obtention de l'aval d'un comité de lecture chargé de leur évaluation.*

Éditée par la Faculté des Sciences Juridiques,
Economiques et Sociales Rabat – Agdal
Avenue des Nations Unies, B.P. 721, Agdal - Rabat



Directeur de publication :

Professeur Lahcen OULHAJ

Comité scientifique :

Professeure Anissa LEHADIRI

Professeur Idriss ELABBASSI

Professeur Farid ELBACHA

Professeur Mohammed MADANI

Administrateur de la Revue :

Mlle Hajar BENABDESSELAM



Avant-propos (N°1 des Cahiers de la Recherche)

Lorsque nous étions en train de réformer les études doctorales en 2007-2008, nous avons tenu à encourager les étudiants-chercheurs à publier des articles pour faire connaître leurs travaux et aider leurs camarades moins avancés ou se trouvant au même niveau d'avancement. C'est ainsi que nous avons fait en sorte que la charte de thèse, que signent l'étudiant-chercheur et son directeur de thèse au moment de l'inscription en thèse, mentionne que le doctorant est tenu de publier un article tiré de ses travaux avant de pouvoir soutenir sa thèse.

Le règlement intérieur de notre Centre d'Etudes Doctorales réitère cette exigence dans le but général de promouvoir la recherche universitaire et la publication de ses résultats dans le champ disciplinaire des sciences juridiques, économiques, politiques et de gestion.

Seulement, des revues à comité de lecture, indexées, dans notre champ disciplinaire, il n'y en a pas un grand nombre dans le monde, relativement au nombre élevé de chercheurs dans ce domaine.

En plus, les quelques revues internationales reconnues n'accepteraient pas facilement de publier des articles de jeunes chercheurs travaillant sur des questions localisées (Maroc en général) et datées. Ce qui intéresserait ces revues c'est soit une recherche théorique ou une recherche à caractère internationale ou traitant des grandes puissances.

Une solution à laquelle nous avons pensé a été de créer une revue pour accueillir les articles exigés des doctorants avant de pouvoir soutenir leur thèse. Le lecteur a là entre les mains le N°1 des « Cahiers de la Recherche » créés pour cela.

Nous espérons ainsi rendre service à nos étudiants-chercheurs en encourageant la recherche universitaire dans le domaine des sciences juridiques, économiques, politiques et de gestion, au service du développement économique et social de notre pays.

**Le Doyen
Lahcen OULHAJ**

Investissements directs étrangers et croissance économique au Maroc : La diversité des impacts selon le pays d'origine 1982 à 2010

Mohamed AZEROUAL

*Université Mohammed V- Agdal. Faculté des Sciences Juridiques,
Economiques et Sociales Rabat
E-mail : azeroualmoh@gmail.com*

Résumé

Ce travail consiste à étudier l'impact des investissements directs étrangers (IDE) sur la productivité totale des facteurs (PTF) au Maroc durant la période 1982-2010, selon la source de l'IDE. Il ressort des résultats obtenus, en utilisant le modèle à correction d'erreur, que les IDE n'expliquent pas de la même manière la productivité totale des facteurs. Seuls les IDE émanant de la France, des USA, de l'Italie, de l'Allemagne et de la Grande Bretagne sont statistiquement significatifs et ont un effet positif sur la PTF. Cela est dû, selon notre premier constat, à la concentration de ces investissements dans le secteur industriel qui est l'un des secteurs catalyseurs de transfert de savoir, de technologie et de croissance économique.

Mots-clés : *investissement direct étranger (IDE), source de l'IDE, capital humain, productivité totale des facteurs, ouverture économique, transfert technologique, secteur industriel, croissance économique, Maroc.*

Abstract

The goal of this paper is to study the foreign direct investments impacts on total factor productivity (TFP) in Morocco between 1982 and 2010 according to the origin of FDI. Using Error Correction Model, the FDI's originating from different countries did not have the same impact on Morocco's TFP. Only the FDI coming from France, the USA, Italy, Germany and Great Britain were statistically significant and had a positive effect on total factor productivity. This is explained in part by the concentration of these investments in the industrial sector, catalyst for knowledge transfer, technological change and economic growth

Key-words : *Foreign direct investments (FDI), Origin of FDI's, trade openness, human capital, total factor productivity, technology transfer, industrial sector, economic growth, Morocco.*

Classification JEL C, C3, 32

INTRODUCTION

L'attractivité des investissements directs étrangers (IDE) est aujourd'hui au centre des stratégies de développement de tous les pays. L'IDE est recherché, surtout, parce qu'il peut améliorer les normes technologiques, l'efficacité et la compétitivité de l'industrie nationale.

La documentation relative à l'impact direct de l'IDE sur la croissance économique a stipulé qu'il est prévu de fournir un ensemble des actifs corporels et incorporels qui seront directement disponibles pour utilisation dans des activités productives par les pays d'accueil et qui seront amplifiés par des externalités et des retombées qui renforcent la base des ressources et des capacités de production dans les économies notamment en développement. La présence de l'IDE dans l'industrie est également prévue d'améliorer la productivité moyenne et les niveaux de compétence de l'industrie par l'intermédiaire des multinationales (Caves 1974b, Dunning, 1973). Les filiales étrangères permettent aux entreprises locales l'accès à la technologie en particulier par le biais d'importations de biens d'équipement et de transmission du savoir-faire.

Les IDE restent donc l'une des issues qui permettent aux pays en développements d'accroître leur productivité et leur compétitivité en introduisant de nouvelles technologies dans la production et de nouvelles structures d'organisation et méthodes de gestion de leurs entreprises. C'est ainsi qu'un nombre croissant de ces pays met en œuvre des politiques qui visent à encourager et à subventionner les investissements des firmes multinationales.

Dans ce sens, il faut rappeler que, les théories néoclassiques sont les premières à considérer les IDE comme catalyseur de croissance. Ils constituent une forme indirecte d'augmentation des emprunts étrangers. Cet apport de capitaux peut favoriser l'augmentation de la production des pays hôtes notamment les pays en développement où le taux de chômage est élevé et l'épargne locale est insuffisante¹.

A cet égard, nombreux sont des études empiriques qui ont tenté de vérifier cet effet positif. Cependant, les résultats de ces études ne sont pas généralement concluants (Agenor 2003). Caves (1996), Globerman (1979), Blomstrom et Wolf (1994)², et Djankov and Hoekman (2000) trouvent que l'IDE a un effet positif ou faible sur les niveaux de la productivité. De ce fait, les effets concrets de l'impact positif des IDE sur la croissance manquent : « ...il est également vrai qu'**aucun pays ne s'est développé grâce à une simple ouverture aux échanges commerciaux et aux investissements étrangers**. La recette, pour ceux qui ont réussi, a été de combiner les chances offertes par les marchés mondiaux avec une stratégie d'investissement national et de renforcement institutionnel, afin de stimuler l'ardeur des entrepreneurs locaux » (D. Rodrik 2001)³.

C'est ainsi qu'un certain nombre d'auteurs, comme Kokko (1994), Kokko et al. (1996), Haddad et Harrison (1993) et Aitken et Harrison (1999), montrent que les entreprises étrangères ont des effets

¹ Cité par LAHIMER N., « La contribution des investissements directs étrangers à la réduction de la pauvreté en Afrique subsaharienne », Université Paris- Dauphine, laboratoire d'économie de Dauphine, (05 mars 2009), p.56.

² Ils ont essayé de déterminer si les retombées des IDE sur le secteur manufacturier mexicain ont été assez grandes pour aider les entreprises du Mexique à se converger vers les niveaux de la productivité américaine au cours de la période 1965-1982. Leurs résultats prouvent que la présence étrangère semble avoir un impact positif et significatif sur les taux de la croissance de la productivité locale. Voir Blomström M. (2002), «The Economics of International Investment Incentives» p.11.

³ Dani Rodrik, « Les mirages de l'ouverture extérieure », Alternatives économiques, L'Economie Politique, 2001/2 - n°10, p.51.

négatifs sur la performance de la productivité de l'entreprise au niveau national. Ainsi, Levchenko et al. (2008) trouvent que la libéralisation du compte des capitaux n'a aucun effet sur la PTF.

En revanche, d'autres auteurs, stipulent que l'investissement direct étranger est censé agir d'une façon positive sur la croissance économique du pays hôte en améliorant la PTF, via la diffusion de connaissances et de technologies avancées (Romer, 1986 et Lucas 1988 et al.). En réduisant l'écart technologique entre les pays en développement et les pays avancés, l'IDE constitue l'un des facteurs de convergence économique (Romer 1993).

De leur part, Hoffman et Tan (1980)⁴ ont conclu que les sociétés contrôlées par les étrangers en Malaisie, dans les années 60, ont contribué de 23% à l'investissement brut et de 17,7% à la croissance du PIB, de même que Chuang et Lin (1999), Dimelis (2002), et Lipsey et Sjöholm (2001) dans leurs études respectivement sur Taiwan, la Grèce et l'Indonésie. Dans le cas de la Tunisie, (Sami et Bouoiyour, 2009), ont démontré que l'effet direct de l'investissement étranger sur la productivité globale des entreprises tunisiennes de l'industrie manufacturière est positif et statistiquement significatif. Par contre, l'effet indirect de ces investissements, qui est censé rendre compte de l'intensité de la présence étrangère dans un secteur donné, est négatif.

Li et Liu (2005) étudient la relation entre les IDE et la croissance sur un panel de 84 pays (21 développés et 63 en développement). Les résultats de cette étude montrent que les IDE favorisent la croissance économique à travers des effets directs mais aussi à travers leurs interactions avec le capital humain. Les auteurs trouvent aussi que le décalage technologique entre les pays en développement et les pays développés est de nature à limiter les effets positifs des IDE.

En étudiant l'impact des IDE Japonais et Américains sur la PTF des firmes Indiennes, Rashmi Banga (2003) a montré que les IDE en provenance du Japon contribuent d'une manière plus importante à la croissance de la PTF des entreprises Indiennes que ceux émanant des firmes Américaines⁵. Cela signifie que la source de l'IDE joue aussi un rôle déterminant en matière de l'impact sur la croissance.

Il est souvent admis que, les FMN disposent d'un avantage, en terme de technologies sophistiquées, par rapport aux entreprises des pays en développement (Blomström et Kokko, 1996, 1997, 1999⁶). Le transfert de cette technologie et des connaissances qu'elle incarne peut prendre plusieurs formes. D'abord, les FMN jouent le rôle de « démonstrateur stimulant » pour les entreprises locales. Elles constituent ainsi un nouveau canal vers l'exportation où l'apprentissage se fait par l'observation (Blomström et al., 2000)⁷, notamment, via l'investissement dans la formation des travailleurs locaux afin de satisfaire leur besoin en main d'œuvre qualifiée (effet de contagion) (Arrow 1971, Findlay 1978). Certains auteurs ont mis l'accent sur le transfert du savoir à travers le mouvement des travailleurs entre les firmes étrangères et les firmes locales (Jenkins et Thomas, 2002).

⁴ Cité par Linda Y. C. et Pang E. F. dans « L'investissement direct étranger et l'industrialisation en Malaisie, en Singapour, à Taiwan et en Thaïlande », OCDE, Paris, 1991, p. 100.

⁵ Les entreprises américaines sont caractérisées par un grand écart technologique par rapport aux entreprises Indiennes, chose qui a compliqué le transfert de cette technologie.

⁶ Magnus Blomström, Steven Globerman & Ari Kokko, « The determinants of host country spillovers from Foreign direct investment: review and synthesis of The literature ». Working Paper N° 76. (September 1999).

⁷ Cité par LAHIMER N. « La contribution des investissements directs étrangers à la réduction de la pauvreté en Afrique subsaharienne », Université Paris- Dauphine, laboratoire d'économie de Dauphine, (05 mars 2009), p.57.

De même, Baldwin, Braconier et Forslid (2005) découvrent que les multinationales affectent directement le taux de croissance endogène des pays d'accueil via des spillovers technologiques⁸. Par ailleurs, la transmission des connaissances peut aussi s'effectuer à travers l'imitation et la copie des technologies et des méthodes de gestion susceptibles de moderniser et d'améliorer le processus de la production nationale. D'après Rodrik (1999) et Görg et Greenaway (2003), les IDE manufacturiers favorisent principalement ce type de transfert. Toutefois, la complexité des procédés d'origine et la protection de la propriété intellectuelle risquent de réduire la possibilité des entreprises locales en matière d'imitation de leurs homologues étrangers.

L'IDE peut aussi contribuer indirectement à la croissance de la productivité, à travers les retombées de la productivité des entreprises étrangères. Ces retombées se forgent via la pression concurrentielle, qui se produit à la suite de l'entrée des étrangers, en particulier s'ils obligent les entreprises locales à introduire de nouvelles technologies et les effets de démonstration qui permettent aux entreprises nationales d'apprendre les techniques de production à travers des relations sans lien de dépendance avec les multinationales (Görg et Strobl 2001).

Toutefois, et selon plusieurs études théoriques et empiriques, l'effet des IDE sur la croissance de la productivité, dépend de l'entreprise, de l'industrie du pays d'accueil et du pays d'origine. Il s'agit notamment des niveaux technologiques qui prévalent dans l'industrie, de la capacité d'apprentissage des entreprises et la capacité d'absorption de l'économie du pays hôte, qui déterminent le taux de diffusion de la technologie⁹. Cela veut dire que les entreprises locales doivent avoir la capacité d'intérioriser les connaissances créées par les firmes multinationales et avoir l'aptitude de modifier et d'adapter leur utilisation dans le processus de production (Narula et Marin, 2003), étant donné que la disponibilité d'un stock de connaissances et d'informations n'a pas un effet direct sur la diffusion de la technologie. De plus, l'ampleur des retombées de l'IDE augmente avec l'écart technologique, entre entreprises locales et étrangères, du fait qu'il permet aux firmes nationales d'amplifier les opportunités d'obtenir des niveaux élevés d'efficacité (Findlay, 1978; Wang et Blomström¹⁰, 1992). Cependant, cet écart technologique ne doit pas être très élevé afin de faciliter son apprentissage ainsi que son assimilation par les firmes nationales.

Il faut signaler aussi que le niveau de développement d'un pays exprime sa capacité d'absorption (Borensztein, 1998; Xu, 2000 et al.), ce niveau est déterminé par le stock de capital humain qualifié dont il dispose. Blomström et al. (1994) et Kokko et Blomström (1995) ont montré que les multinationales utilisent la technologie avancée de plus dans les pays et secteurs qui disposent d'une main-d'œuvre qualifiée.

Dans le cas du Maroc, les travaux empiriques effectués sur l'interaction entre l'IDE et la croissance économique ne sont pas concluants. Ainsi, Haddad et Harison (1993) constatent l'impact négatif des IDE sur la croissance de la productivité des firmes et industries marocaines. Les auteurs ont démontré aussi que les retombées n'ont pas le même effet sur les différents secteurs industriels.

De même, (Marouane Alaya, 2006), dans une étude empirique qui couvrent 7 pays de la rive sud de la méditerranée sur une période allant de 1975-2002, a constaté que, la présence de l'IDE semble

⁸ Baldwin, Braconier et Forslid, « *Multinationals, Endogenous Growth, and Technological Spillovers: Theory and Evidence* », *Review of International Economics*, vol. 13, No. 5, (Novembre 2005), pp. 945-963.

⁹ Aitken et Harrison 1999, Kokko et al. 1996.

¹⁰ Les auteurs suggèrent que si les pays d'accueil désirent maximiser le taux de transfert des nouvelles technologies, ils doivent assister les entreprises locales dans leur effort d'apprentissage. Autrement dit, le processus de transfert de technologie dépend en bonne partie de la performance des firmes domestiques en matière de capacité d'absorption.

agir négativement sur la croissance économique au Maroc, en Tunisie et en Turquie. Ce résultat pourrait être justifié par plusieurs éléments. Tout d'abord, les investisseurs étrangers ont tendance à évincer les autochtones, ce qui, par conséquent, limiterait d'une façon importante sa contribution à la croissance économique. Ensuite, les flux d'IDE dirigés vers ces pays sont relativement instables.

Cependant, Bouoiyour et Toufik (2003, 2004, 2006 et 2007), ont montré que les externalités positives induites par la présence des IDE au Maroc existent, mais elles sont faibles et dépendent d'un certain nombre de conditions. Parmi ces dernières, il y a l'écart technologique qui persiste entre les firmes nationales et étrangères. C'est dans les secteurs à basse technologie (textile, en particulier) que les externalités positives se produisent. Par contre la présence des entreprises étrangères dans les secteurs de haute technologie peut s'avérer nuisible à leurs concurrentes marocaines.

Dans une étude effectuée par (Mansouri B., 2009), sur les effets des IDE et de l'ouverture commerciale sur la croissance économique au Maroc, l'auteur a constaté que ni les IDE ni l'ouverture commerciale, en tant que variables prises séparément, ne se sont avérées statistiquement significatives dans le modèle estimé. Par contre, l'effet combiné des IDE et de la libéralisation commerciale s'est avéré positif et statistiquement très significatif. D'après ces résultats empiriques, l'auteur stipule que les IDE peuvent avoir un effet positif sur la croissance économique au Maroc s'ils sont accompagnés de l'ouverture commerciale. Dans un contexte de limitations des échanges, il apparaît que les flux d'IDE ne pourraient aider à relancer le processus de croissance économique à long terme.

Ainsi, le rapport FEMISE 2008¹¹, consacré à l'évaluation de l'impact de la présence étrangère sur les productivités des entreprises tunisiennes (productivité globale des facteurs) et marocaines (productivité du travail) montrent que, dans le cas marocain, le travail qualifié, la capacité d'exportation et la présence étrangère exercent un impact positif et significatif sur la productivité apparente du travail des firmes locales. Toutefois, l'impact de la présence étrangère est faible. Cela signifie, que le rapport entre la présence étrangère et la productivité dépend de la capacité d'absorption des firmes marocaines (Jellal et Bouzahzah ; 2012¹²) et de l'écart technologique entre les firmes étrangères et nationales.

Dans son rapport « World Investment Report » 2012, la CNUCED a placé le Maroc en 21^{ème} position selon l'indice de contribution de l'IDE¹³. D'après cette institution, les IDE drainés par le Maroc contribuent au développement général de l'économie nationale¹⁴.

S'il existe une littérature abondante en ce qui concerne l'impact des IDE sur la croissance dans les pays d'accueils, très peu d'études ont tenu compte de son effet sur la croissance d'une économie

¹¹ Rapport FEMISE, « Dynamique des investissements, mutations sectorielles et convertibilité du compte de capital : impacts des mesures de libéralisation et expériences comparées Tunisie -Maroc ». 2008, p.63.

¹² En utilisant un modèle de croissance endogène avec externalités technologiques émises par les IDE, (Jellal et Bouzahzah ; 2012) ont démontré que ces investissements ne peuvent avoir un impact positif sur la croissance économique au Maroc, que si ce dernier dispose d'un niveau de capital humain capable d'absorber et d'assimiler des technologies avancées.

¹³ L'indice de contribution de l'IDE – présenté pour la première fois dans le World Investment Report 2012 – classe les pays en fonction de l'importance de l'IDE et des filiales étrangères dans leur économie du point de vue de la valeur ajoutée, de l'emploi, des salaires, des recettes fiscales, des exportations, des dépenses de recherche-développement et de la formation de capital. Voir CNUCED, « World Investment Report », 2012, p.35.

¹⁴ Le Maroc se situe dans le 2^{ème} quartile des pays, sauf en ce qui concerne la contribution aux dépenses de recherche et développement, le Maroc fait partie du 4^{ème} quartile des pays.

selon la source de ce dernier. C'est ainsi que les investissements directs étrangers proviennent de différentes sources. Ces sources sont susceptibles de fonctionner à différents niveaux de technologie, de suivre les différents modes de transfert de technologie, opèrent à différents niveaux d'efficacité et ont différentes capacités de gestion de l'entreprise. Il est donc possible qu'ils aient un impact différent sur la croissance du tissu économique du pays d'accueil.

L'étude de l'impact des IDE sur la croissance économique au Maroc selon l'origine ou la provenance de ces derniers peut enrichir les recherches déjà effectuées dans ce sens et apporter une réponse aux différents impacts de la source et de la nature de l'IDE sur l'économie marocaine. Cela est de plus justifié par les changements ayant marqué l'économie marocaine ces dix dernières années notamment en matière de la mise en place d'une série de politiques sectorielles touchant presque tous les secteurs économiques et associant différents investisseurs étrangers.

L'objectif donc de notre travail est d'étudier l'impact de l'IDE sur la croissance économique selon l'origine de l'IDE en estimant son impact sur la productivité totale des facteurs sur la période allant de 1982 à 2010.

Pour répondre à cette problématique, nous allons essayer, dans un premier lieu, de présenter une étude descriptive sur l'évolution et la nature des entrées des IDE au Maroc (I). Ensuite, nous allons procéder à une estimation empirique de la diversité des impacts de ces investissements, selon le pays d'origine, sur la croissance économique locale en utilisant le modèle à correction d'erreur (II).

Le panel des pays qui fera l'objet de cette estimation est constitué de la France, l'Espagne, l'Italie, la G. Bretagne, la Suisse, les Pays Bas, l'Allemagne, les Etats-Unis, l'Arabie Saoudite, le Koweït et les Emirats Arabes Unies. Ce choix est justifié notamment par :

1- la diversité des pays qui englobe:

- ✓ les pays de l'Union Européenne avec lesquels le Maroc est lié par un accord d'association et constituent les principaux partenaires économiques ;
- ✓ les pays Arabes qui sont au centre des préoccupations des décideurs publics ces dernières années. Il s'agit des initiatives en matière de l'amélioration des relations économiques bilatérales et multilatérales qui auront certainement un impact sur l'attractivité des investissements originaires de ces pays notamment dans le contexte de crise et de diversification des risques, étant donné que ces pays disposent d'une manne financière importante ;
- ✓ les USA, qui ont signées un accord de libre-échange avec le Maroc en janvier 2006 et qui a pour objectif, entre autres, l'attractivité des IDE américains.

2- la diversité de la nature des IDE émanant de ces pays : les IDE arabes sont destinés notamment aux secteurs de l'immobilier et des infrastructures au moment où ceux émanant des pays européens et des USA ont dominé d'autres secteurs comme l'industrie, les télécoms et la finance.

3- le poids des investissements provenant de ces pays dans le total des IDE drainés par le Maroc sur la période étudiée (1982-2010). L'investissement des onze (11) pays de l'échantillon représente 90% de l'ensemble des IDE.

I- EVOLUTION ET NATURE DES ENTREES ET SORTIES DES IDE AU MAROC

L'entrée des IDE au Maroc a connu un essor important dû en grande partie au démarrage en 1993 du processus de privatisation et à la conversion de la dette extérieure en investissement d'une part, et à l'amélioration du climat d'investissement, depuis la fin des années 1990, d'autre part.

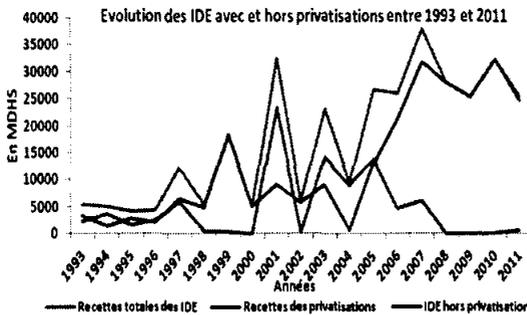
L'investissement direct étranger est devenu, à partir de cette période, l'une des sources de financement de l'économie nationale et de développement des secteurs prometteurs en termes de création de richesse et d'emploi. Cependant, et malgré l'amélioration de l'afflux des IDE durant ces deux dernières décennies, on remarque une certaine irrégularité dans ces entrées dans le temps et une répartition inégalitaire entre les différents secteurs d'activités. En parallèle, des sorties importantes en devise, sous forme de dividendes, ont été enregistrées affectant les comptes extérieurs du pays, en particulier, après certaines opérations de privatisation (le cas de Maroc Telecom).

Nous allons présenter, dans cette partie, l'évolution des entrées des IDE au Maroc, leur répartition sectorielle, l'évolution des dividendes et bénéfices réinvestis et le poids de ces IDE dans le PIB et la FBCF.

I- Evolution des entrées des IDE au Maroc

Le graphique ci-après illustre l'évolution des entrées des IDE, avec et hors privatisations, sur la période allant de 1993 à 2011.

Graphique n° 1 :



Source : Office des changes et DEPP¹⁵.

D'après ce graphique, on constate que l'afflux des IDE au Maroc, même si leur évolution se caractérise par une certaine irrégularité, n'a commencé qu'à partir des années 1990. Cette période marque l'achèvement du programme d'ajustement structurel (PAS), le lancement de l'opération des privatisations et l'ouverture de plus en plus accrue de l'économie marocaine sur l'extérieur.

¹⁵ Direction des Entreprises Publiques et de la Privatisation, Ministère de l'Economie et des Finances.

Entre 2000 et 2006, l'évolution des IDE se poursuit en dents de scie et ce, en rapport avec le poids des opérations des privatisations. C'est ainsi que les pics de 2001, 2003 et 2005 sont expliqués principalement par les privatisations qui ont atteint respectivement 72%, 61% et 52% dans les recettes totales des IDE.

A partir de 2006, l'afflux des IDE au Maroc est suivi d'une modification de leurs structures avec l'apparition de deux faits majeurs à savoir :

- La baisse sensible des opérations de privatisation dans le volume total des IDE. A signaler que la part de ces privatisations varie entre 16% et 18% en 2006¹⁶ et en 2007 et atteint un niveau presque nulle sur la période allant de 2008 à 2011 ;

- L'attrait croissant du Maroc pour les investissements, originaires des pays du Golfe, notamment des Emirats Arabes Unies, du Koweït et de l'Arabie Saoudite.

A partir de 2008, les entrées d'IDE ont été affectées par la crise financière et économique internationale, ce qui explique leur régression de 21,5% en 2009 par rapport à 2008 et de 30,4% par rapport à 2007. L'année 2010, a été marquée par une évolution des IDE de 28% par rapport à 2009 sans, toutefois, atteindre les niveaux de 2007 et 2008.

Cependant, l'afflux des IDE au Maroc ces dernières années semble être conjoncturelle et non le résultat d'une politique claire d'encouragement des investissements directs étrangers¹⁷. La stratégie gouvernementale en la matière n'a pas réussi à convaincre les investisseurs étrangers au moment où le Maroc est invoqué comme un pays pouvant normalement attirer plus d'IDE eu égard à son potentiel¹⁸.

Il faut noter aussi que les IDE drainé par le Maroc sur cette période ont été destinés à différents secteurs d'activités.

2- Evolution des IDE par secteur d'activité

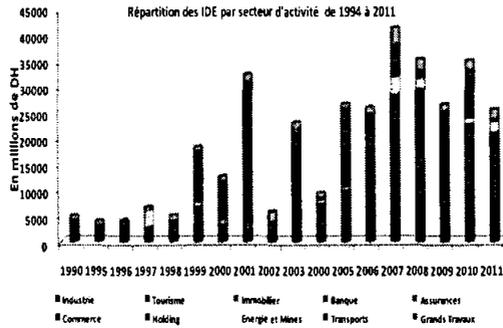
La ventilation sectorielle des investissements directs étrangers s'est caractérisée, au titre de la période 1994-2011, par la prédominance de cinq principaux secteurs à savoir : les télécommunications, l'industrie, l'immobilier, le tourisme et les banques. Leur ordre de classement n'est pas régulier dans le temps et varie d'une année à une autre, selon l'ouverture du capital des entreprises nationales aux investisseurs étrangers.

¹⁶ Au moment où certains pays ont connus une envolée d'IDE en 2006 dans le cadre des privatisations (Tunisie, Jordanie, Egypte, Turquie, etc.).

¹⁷ CNUCED. « Examen de la politique de l'investissement : Maroc », Nations Unies, New York et Genève, 2008, p.3.

¹⁸ Selon certains experts intervenant dans le cadre de la 4^{ème} édition du colloque international sur : « Le commerce international, croissance et devenir de l'intégration en méditerranée », Maroc, organisé par l'OMC, CEA, CAPC, Université Lumière Lyon 2 et Université Med V Suissi. 11 et 12 novembre 2010.

Graphique n° 2 :



Source : Base de données de l'Office des Changes.

On remarque à partir de ce graphique que l'IDE dans les télécommunications a connu un essor notable sur les périodes 2001 et 2005, du fait de la cession des parts du capital de Maroc Télécom à Vivendi Universal, respectivement de 35% et 16%.

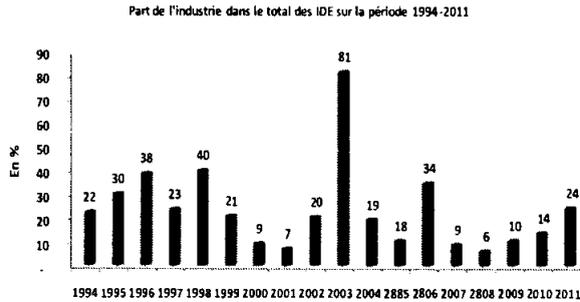
Ainsi, et avec la mise en œuvre de la vision « dix millions de touristes » pour 2010 et le lancement des projets hôteliers et résidentiels, l'investissement dans le tourisme et l'immobilier a dominé sur la période 2006-2008, avant de connaître un repli en 2009 du fait de la crise financière et économique mondiale. La reprise du secteur de l'immobilier a commencé à partir de 2010 mais reste en deçà de son niveau de 2008.

En ce qui concerne le secteur des banques, il a beaucoup intéressé les investisseurs étrangers en 2008 et 2009 après avoir reculé de 42% en 2010 et de 80% en 2011 par rapport à 2009. Sur la période allant de 1994 à 2007, l'attrait du secteur pour les investisseurs étrangers a connu une évolution presque stable.

En 2011, les secteurs des télécommunications, de la banque et du tourisme ont connu un repli important par rapport à 2010 du fait notamment de l'absence des opportunités de privatisations pour les télécoms et l'impact de la crise financière pour les deux autres secteurs.

L'évolution des investissements par activité fait ressortir aussi l'intérêt croissant des investisseurs vers de nouveaux secteurs, moins présents par le passé, tels que l'industrie, ce qui dénote d'un certain changement du profil du pays.

Graphique n° 3 :



Source : données de l'Office des Changes.

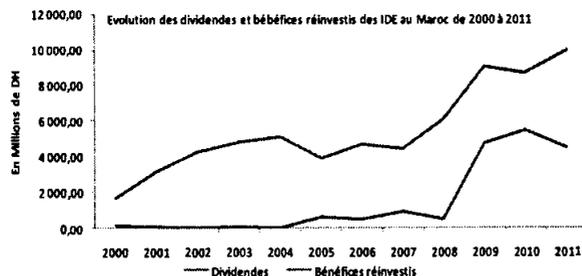
A l'exception de 2003, où la part du secteur industriel a atteint 81% du total des IDE drainés par le Maroc, on constate, sur le graphique ci-dessus, une fluctuation des investissements dans ce secteur sur la période 1994-2011. A partir de 2009, les IDE industriels ont connu une reprise et commencent à occuper une place importante puisqu'ils ont arrivé en 2^{ème} position, en 2011, avec 24% de l'ensemble des investissements.

Cependant, sur l'ensemble de la période 1994-2011, les cinq secteurs, suscités, restent les plus dominants en matière d'attractivité des IDE avec une part de 82% du total. Les télécommunications ont drainé une part de 23%, l'industrie (20%), l'immobilier (16%), le tourisme (13%) et la banque (10%).

3- Evolution des dividendes et bénéfices réinvestis

Les IDE, génèrent des revenus qui, lorsqu'ils ne sont pas réinvestis, sont transférés sous forme de dividendes vers les pays d'origine. L'analyse des données disponibles, dans le cas du Maroc, montre que ces transferts tendent à augmenter ces cinq dernières années.

Graphique n° 4 :



Source : Base de données de l'Office des Changes.

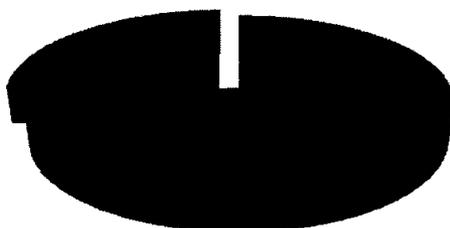
Il apparaît clairement, d'après le graphique ci-dessus, que les bénéfices réinvestis sont presque nuls sur la période 2000-2004 au moment où les dividendes réalisés ont connu une évolution importante sur la même période. Entre 2004 et 2007 et malgré la tendance baissière des dividendes, on remarque un intérêt de réinvestissement d'une partie de ces bénéfices. Toutefois, ce manifestement d'intérêt est inversé à partir de 2007 suite à l'inquiétude des investisseurs étrangers des répercussions de la crise financière et économique internationale.

Durant les années 2009 et 2010, on constate un regain en matière de réinvestissement des bénéfices issus des IDE et qui ont représenté respectivement 52% et 62%. Quand à l'année 2011, et malgré un accroissement des dividendes réalisés (presque 10 milliards de Dhs), la part réinvestie n'est que de 45%, soit une diminution de 17 points par rapport à 2010.

Il y a lieu aussi de noter, que la part des dividendes réinvestis par les opérateurs étrangers, de 2000 à 2011, est de seulement 26% de l'ensemble des bénéfices réalisés sur la même période. Cela signifie que 74% de ces bénéfices quittent le territoire national sous forme de devises.

Graphique n° 5 :

Part des bénéfices réinvestis et des transferts dans le total des dividendes réalisés par les investisseurs étrangers sur la période 2000-2011



Source : Base de données de l'Office des Changes.

D'après la CNUCED (2007)¹⁹, l'un des critères pertinents qui permet de juger la pérennité des IDE est le réinvestissement des revenus issus d'un premier investissement. Entre 1996 et 2003, le pourcentage du revenu réinvesti, suite à un premier investissement, n'était que de 0,72%. Chose qui pourrait être justifiée par les obstacles liés à la durabilité de l'investissement au Maroc.

A signaler que le phénomène de sortie de devises a été accentué après certaines privatisations. Le cas de Maroc Telecom est édifiant à cet égard, étant donné que le total des dividendes perçus par l'acquéreur « Vivendi » a atteint un montant cumulé de près de 33 milliards de Dhs sur la période 2002- 2011, soit 37% de l'ensemble des recettes des privatisations réalisées depuis 1993 à aujourd'hui (88,9 milliards de Dhs)²⁰.

Cette situation a des répercussions néfastes sur les comptes extérieurs, plus particulièrement sur la balance des paiements. Ce qui nous interroge sur l'opportunité des choix effectués en matière de la privatisation des secteurs vitaux et leur impact sur la croissance économique en tant qu'investissement direct étranger.

En plus de l'évasion d'une part des bénéfices des IDE sous formes de dividendes, les dépenses au titre de l'assistance technique se sont, aussi, accélérées ces dernières années et reflètent surtout le rythme de l'ouverture de l'économie marocaine et son attractivité. Il faut signaler que les charges de l'assistance technique sont étroitement liées à l'investissement direct étranger. C'est ainsi que plus le stock des IDE est important, plus les charges engendrées par l'assistance technique sous forme de prestations de maisons-mères vers leurs filiales au Maroc- sont élevées.

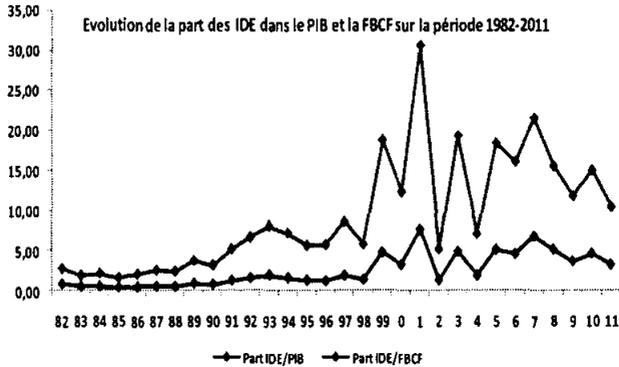
4- Poids de l'IDE dans le PIB et dans la FBCF

Le rôle des IDE se concrétise dans leur apport à la modernisation et au financement de l'économie nationale en plus de leur contribution à la croissance économique du pays. C'est ainsi que les IDE affectent d'une manière ou d'une autre le PIB et la FBCF.

¹⁹ Rapport FEMISE, « Dynamique des investissements, mutations sectorielles et convertibilité du compte de capital : impacts des mesures de libéralisation et expériences comparées Tunisie -Maroc », (Août 2008), p. 20.

²⁰ Le produit total réalisé à fin 2012 est de 111,1 MMDH dont 88,9 MMDH au titre des opérations de cession des participations (loi n° 39-89) et 22,2 MMDH (Licences + vente de la part de l'Etat dans la Banque Centrale Populaire).

Graphique n°6 :



Source : données de l'office des changes et du HCP.

Avec l'accroissement des entrées d'IDE au Maroc, notamment à partir des années 1990, on remarque une évolution en matière de leur participation au PIB et à la FBCF du pays. Durant les années 1990, le taux de croissance annuel moyen (TCAM) de la part des IDE dans le PIB est de 15% et au cours de la première décennie du 21^{ème} siècle, ce taux est de 4,09%. Concernant le TCAM de la contribution des IDE à la FBCF, il a atteint 14,8% durant la décennie 1990 et 2,51% sur la période 2000-2011; avec des pics en 2001 (31%), 2003 (19%), 2005 (18%) et 2007 (21%). La volatilité de ces deux indicateurs est liée, entre autres, au montant des recettes des privatisations citées précédemment.

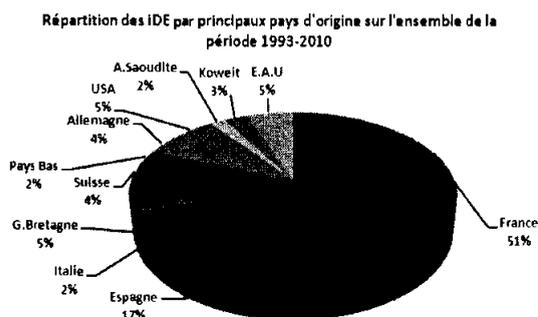
Toutefois, il faut signaler que l'impact positif et durable des IDE sur la croissance de l'économie marocaine, ne pourra avoir lieu sans la mise en place d'une politique d'investissement orientée notamment vers les secteurs productifs à l'instar du secteur industriel et des nouvelles technologies de l'information et de la communication.

5- Evolution des entrées des IDE selon le pays d'origine

La source de l'IDE revêt une importance particulière du fait qu'elle nous renseigne sur l'évolution et la part de l'IDE selon chaque pays dans le temps et surtout sur la nature de cet investissement. Il faut noter que la nature de l'IDE est différente d'un pays à un autre, c'est la raison pour laquelle son origine peut avoir des différents impacts sur la croissance économique du pays d'accueil selon qu'il soit drainé vers les secteurs créateurs de la valeur ajoutée et ayant un effet direct sur la croissance comme l'investissement dans l'industrie et dans les nouvelles technologies de l'information et de la communication, ou vers les secteurs à faible contenu technologique comme l'immobilier et les infrastructures de base²¹.

²¹ A noter toutefois que, l'amélioration des infrastructures de base à un effet crucial sur l'attractivité des IDE.

Graphique n°7 :



Source : données Office des changes.

L'examen de l'origine des IDE fait ressortir une prédominance de ceux qui viennent des pays de l'Union européenne. Sur l'ensemble de la période 1993-2010, et parmi les principaux pays pourvoyeurs d'IDE au Maroc, la France est toujours en première position. Elle a fourni 51% des investissements loin devant l'Espagne (17%), les E.A.U, les Etats-Unis et la Grande-Bretagne (5% chacune), l'Allemagne et la Suisse (4% chacune). Quant aux deux autres pays du golf à savoir le Koweït et l'Arabie saoudite leur part est respectivement de 3% et de 2%.

A signaler que, le Maroc constitue la première destination des investissements français, avec 750 implantations en 2009, dans la région Afrique du Nord et Moyen-Orient (MENA) et sur le continent africain. Il partage aussi la 2^{ème} position avec l'Inde au niveau des pays émergents en ce qui concerne le nombre d'implantation devancé par la Chine (2195 implantations françaises). Avec 8,1 milliards d'euros en 2008 contre 6,9 milliards pour la Chine et 1,9 milliards pour l'Inde, le Maroc apparaît au 1^{er} rang en termes de valeur des investissements cumulés sur la durée (stock d'IDE)²².

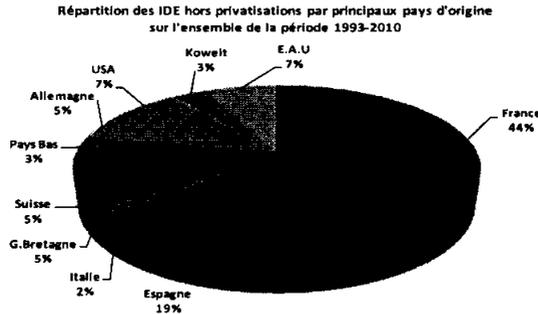
Toutefois, il est important de signaler que la prédominance de la France est due aux opérations des privatisations qui ont drainé plus de 48 milliards de Dhs d'investissements français sur la période 1993 - 2010, soit 69% de l'ensemble des recettes émanant des privatisations, suivi par l'Espagne (14%) et l'Arabie Saoudite (6%).

En excluant les recettes des privatisations, nous remarquons que le poids des IDE Français sur la période 1993-2010 a baissé de 7 points, passant de 51% à 44%, ce qui justifie que les privatisations constituent une composante importante des IDE Français au Maroc. La part de ces privatisations dans l'investissement global drainé sur la période susmentionnée²³ est de 35% dans le cas de la France, 21% pour l'Espagne, 83% pour l'Arabie Saoudite, 8% pour la Grande Bretagne, 5% pour la Suisse et 3% pour les Pays Bas.

²² Les résultats de l'enquête sur les investissements directs français dans le monde : « Essor des IDE au Maroc, près de 750 filiales et participations françaises désormais », communication de l'Ambassade de France au Maroc, 10-0339 / Rabat, le 28 juin 2010.

²³ A l'exception des années 2008, 2009 et 2010 qui n'ont connu aucune opération de privatisation.

Graphique n°8:



Source : données DEPP et Office des changes.

Cependant, il faut rappeler que la corrélation entre IDE et privatisations s'est estompée depuis 2006 et on remarque même une évolution importante des entrées d'IDE à partir de cette date malgré le recul des recettes de la privatisation.

Après avoir examiné l'évolution des IDE, leur répartition sectorielle et leur nature, nous allons étudier leur impact sur la croissance économique au Maroc selon le pays d'origine.

II- LA DIVERSITE DES IMPACTS DES IDE, SELON LE PAYS D'ORIGINE, SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE AU MAROC

Très peu d'études empiriques ont tenu compte de l'effet des IDE sur la croissance d'une économie selon la source de ce dernier. Toutefois, la nature des IDE émanant de chaque pays peuvent agir différemment sur la croissance économique notamment s'ils sont destinés aux secteurs créateurs de valeur ajoutée et ayant un impact positif sur le transfert de la technologie comme l'industrie et les nouvelles technologies de l'information et de la communication.

L'étude de l'impact des IDE sur la croissance économique au Maroc selon la provenance de ces derniers a pour but d'apporter des réponses aux décideurs en matière de politiques d'incitations à mettre en place pour l'encouragement des investissements catalyseurs de la croissance économique.

1- Etude empirique : le cadre conceptuel et méthodologique

Pour étudier empiriquement les déterminants de la croissance économique dans un pays déterminé, le point de départ est le fameux modèle standard de la croissance.

Dans un premier temps, nous allons estimer la Productivité Totale des Facteurs (PTF) en nous basant sur l'hypothèse d'une fonction de production de type Cobb-Douglas à deux facteurs de production :

$$Y = F(A, K, L) = A(t) F(L, K) = AK^{(1-\alpha)} L^\alpha \text{ où :}$$

- Y est le PIB réel ;
- A est la productivité totale des facteurs de production²⁴ ;
- L et K désignent le volume du travail²⁵ et le stock du capital²⁶ respectivement ;
- α : la part du capital dans la rémunération des facteurs dans le revenu total.

Notre modèle s'inspire des travaux empiriques récents consacrés à l'endogénéisation des spillovers technologiques, qui repose d'une part, sur l'importance de l'accumulation du capital humain comme facteur stimulant des investissements étrangers, et d'autre part, sur la contribution de l'entrée de ces capitaux à l'accroissement de la productivité des pays d'accueil (Baumol (1986); Dowrick and Nguyen (1989) ; Abramovitz, Wang, Lucas (1990) ; Haddad et Harrison (1993). Mansouri (2009) dans le cas du Maroc).

Pour calculer la PTF il est nécessaire de calculer le paramètre α de la fonction de production qui varie selon les pays. Coe et Alii (1995) fixent ce coefficient à 0,4 dans le cas des pays en développement. Makdissi et autres (1999) l'ont considéré à plus de 0,5 dans les études réalisées sur la région MENA. Senhadgi (2002) l'a évalué entre 0,36 et 0,43. Pour le Maroc, Zaimi (2002) l'a estimé à 0,22. Dans notre cas, nous allons nous baser sur la valeur obtenue par le HCP en 2005²⁷, qui est de l'ordre de 0,35.

En utilisant la log-linearisation, nous avons pu calculer la PTF :

$$(1) \quad \ln Y_t = \ln(PTF_t) + \alpha \ln(K_t) + (1 - \alpha) \ln(L_t)$$

$$\ln(PTF_t) = \ln Y - \alpha \ln(K_t) - (1 - \alpha) \ln(L_t)$$

Après avoir déterminé la PTF, l'étape suivante consiste à estimer empiriquement l'impact des IDE par pays d'origine, du capital humain et de l'ouverture commerciale sur cette productivité. La forme finalement retenue de notre modèle se présente comme suit :

$$(2) \quad \ln PTF_t = c + \alpha_1 \ln IDE_t + \alpha_2 \ln KH_t + \alpha_3 \ln OUV_t + \varepsilon_t$$

Avec :

- $\ln PTF_t$: Le logarithme de la productivité totale des facteurs qui représente la variable à expliquer. La PTF est utile pour l'analyse de la compétitivité du fait qu'elle constitue le paramètre synthétique de la compétitivité coût, reflétant l'efficacité de la mise en œuvre du travail et du capital. Ainsi, son analyse s'avère indispensable pour évaluer les performances d'une économie en matière de technologie ;

²⁴ En utilisant la méthode de la comptabilité de la croissance, A est le terme résiduel indiquant le niveau technologique appelé PTF.

²⁵ On prend ici le niveau de la population active : utilisé par le HCP, 2005 (Les sources de la croissance économique au Maroc) et Mansouri dans le cas du Maroc, 2009.

²⁶ K a été approximé par la valeur de la formation brute du capital fixe en pourcentage du PIB. Cette proxy a été utilisée dans plusieurs travaux : Balasubramanyam et al., 1996; Barro, 1999 ; Kaphaiboon, 2004 ; Mansouri, 2009.

²⁷ HCP, « Les sources de la croissance économique au Maroc », 2005.

- LnIDE : Le logarithme des investissements directs étrangers en pourcentage du PIB émanant de chaque pays. L'IDE est considéré comme l'un des canaux de transmission de technologie et de savoir des firmes étrangère aux entreprises locales et peut donc influencer positivement la PTF ;
- LnKH : Le logarithme de stock de capital humain, mesuré par le ratio d'inscription à l'enseignement secondaire ou supérieur. Il est admis que plus le niveau de l'éducation est élevé, plus la croissance est affectée positivement. Ainsi le progrès technologique est souvent étroitement lié à l'éducation, surtout dans le cas de l'enseignement supérieur. La disponibilité d'une main d'œuvre qualifiée constitue un facteur d'assimilation de la technologie étrangère et de la croissance économique. D'ailleurs, Barro, en 1997, a soutenu que l'investissement dans la scolarisation supérieure et secondaire, est d'un effet très positif sur la croissance ;
- LnOUV : Comme Berthélemy et Varoudakis (1998) et autres, on utilise le logarithme du coefficient d'ouverture commerciale, pour chaque pays, calculé par le ratio (exportation (X^o) + importation (M^o)/PIB). Sur la base de l'hypothèse de Bhagwati, il paraît que l'impact des IDE sur la PTF est lié au régime de politique commerciale mis en place par un pays donné ;
- ε_{it} : Le terme d'erreur aléatoire.

Les données utilisées dans notre estimation sont surtout issues de la base de données de :

- La Banque Mondiale pour la variable capital humain ;
- Le Ministère de l'Industrie, du Commerce et des Nouvelles Technologies, pour la variable taux d'ouverture ;
- L'Office des Changes pour les données relatives aux IDE ;
- Le HCP pour la variable FBCF, PIB et population active.

Notre étude porte sur les 11 premiers pays pourvoyeurs d'IDE au Maroc durant la période 1982-2010 pour laquelle nous disposons de données (notamment pour les IDE par pays d'origine). Les estimations et les tests reposent sur l'analyse moderne des séries temporelles (tests de stationnarité, tests de cointégration et modèle à correction d'erreur).

2 : Résultats empiriques

Étape 1 : test de stationnarité des variables (ADF)

Le point de départ de notre analyse empirique est le test « Augmented Dickey-Fuller (ADF) » appliqué aux variables introduites dans l'équation(2) ci-dessus.

Tableau 1

Variables	T statistc	Probabilité	Observations
PTF	-2,83 (-2,98)	0,07	Non stationnaire I(1)
USAIDE	-2,66 (-2,97)	0,09	//
EAUIDE	-1,30 (-2,97)	0,62	//
KWIDE	-2,59 (-2,98)	0,11	//
ASIDE	-1,84 (-2,98)	0,36	//
ITIDE	-2,17 (-2,98)	0,22	//
GBIDE	-2,48 (-2,98)	0,13	//
ALLIDE	-1,88 (-2,98)	0,34	//
FRAIDE	-1,15 (-2,98)	0,68	//
PBIDE	-2,48 (-2,98)	0,13	//
SUIIDE	-3,45 (-2,98)	0,02	//
ESIDE	-2,65 (-2,98)	0,1	//
OUV	-1,04 (-2,98)	0,72	//
SEC	0,37 (-2,98)	0,98	//

D'après la comparaison entre le t-calculé et le t lu sur la table de DF, nous avons constaté que toutes les variables ont un même ordre d'intégration I(1). C'est-à-dire qu'elles ne sont pas stationnaires en niveau I(0). Cette condition préliminaire nous permet d'investir les autres conditions de cointégration entre la PTF et les différentes variables explicatives.

Etape 2 : test de Johansen

Pour effectuer le test de la trace, il est nécessaire de préciser d'abord les spécifications à retenir. Dans notre cas, nous allons prendre en compte la constante dans le modèle à correction d'erreur.

Tableau 2

Pays	Trace Statistic	Critical Value 0.05	Nombre de relations de cointégration
USA	50.03*	47.86*	Cointégration
	26.22**	29.80**	1
France	51.24*	47.85*	Cointégration
	25.27**	29.79**	1
Allemagne	68.92*	47.86*	Cointégration
	35.69***	29.80***	2
Italie	49.97*	47.86*	Cointégration
	25.54**	29.80**	1
Espagne	57.41*	47.86*	Cointégration
	31.55***	29.80***	2
G.Bretagne	55.64*	47.86*	Cointégration
	25.06**	29.80**	1
P.Bas	84.74*	47.86*	Cointégration
	40.00***	29.80***	2
Suisse	43.21****	47.86****	Pas de cointégration
	19.50	29.80	
A.Saoudite	46.19****	47.86****	Pas de cointégration
	23.15	29.80	
EAU	48.26*	47.86*	Cointégration
	22.82**	29.80**	1
Koweït	63.34*	47.86*	Cointégration
	34.92***	29.80***	2

* il y a cointégration car l'hypothèse nulle d'absence de cointégration a été rejetée au seuil de 5% (la trace est supérieure à la valeur critique).

** l'hypothèse nulle selon laquelle il y a au plus une relation de cointégration a été acceptée car la trace est inférieure à la valeur critique.

*** l'hypothèse selon laquelle il y a au plus une relation de cointégration a été rejetée.

**** il n'y a pas de cointégration car l'hypothèse nulle d'absence de cointégration a été acceptée au seuil de 5% (la trace est inférieure à la valeur critique).

Etape 3 : estimation du Modèle à Correction d'Erreur (VECM)

Lorsque des séries sont non stationnaires et cointégrées, il convient d'estimer leurs relations au travers d'un modèle à correction d'erreur (Error Correction Model). Engle et Granger (1987) ont démontré que toutes les séries cointégrées peuvent être représentées par un ECM. Dans notre modèle, l'étape de cointégration n'est pas respectée pour le cas de la Suisse et de l'Arabie Saoudite. Il est alors impossible d'estimer un ECM pour ces deux pays.

Le MCE permet de modéliser conjointement les dynamiques de court terme (représentées par les variables en différence première) et de long terme (représentées par les variables en niveau).

Tableau 3 : variables en différence première

Pays	C	D(PTF(-1))	D(IDE(-1))	D(OUV(-1))	D(KH(-1))	Terme à correction d'erreur
USA	0.042698 [3.71866]*	-0.383762 [-2.26319]	-0.014981 [-2.52638]	-0.099436 [-1.25653]	0.094258 [0.43668]	-0.392904** [-4.22420]
France	0.037082 [2.91935]	-0.307743 [-1.65309]	-0.020092 [-2.16906]	-0.006274 [-0.07825]	0.169359 [0.69494]	-0.345757** [-3.16891]
Allemagne	0.047040 [3.74955]	-0.574586 [-3.06919]	0.013903 [1.51104]	-0.089783 [-1.15382]	0.089336 [0.37471]	-0.134757** [-3.66625]
Italie	0.038149 [2.20873]	-0.613801 [-2.47028]	-0.031781 [-2.22677]	-0.100078 [-1.00311]	0.139426 [0.51512]	-0.300335** [-3.42905]
Espagne	0.025445 [1.97736]	-0.466839 [-2.02555]	0.013342 [1.62036]	0.036746 [0.42767]	0.641008 [2.72169]	0.085126*** [2.58356]
G.Bretagne	0.042440 [3.99843]	-0.456934 [-2.80118]	-0.011219 [-1.75992]	-0.069098 [-0.97960]	0.169390 [0.87742]	-0.346478** [-4.89314]
P.Bas	0.017777 [1.22981]	-0.125376 [-0.53903]	0.004444 [0.58971]	0.098082 [1.08970]	0.523467 [1.91683]	0.015740*** [0.19517]
EAU	0.038153 [3.02846]	-0.335601 [-1.73491]	0.007160 [1.49524]	-0.058967 [-0.71584]	0.129087 [0.55092]	-0.212202** [-3.33810]
Koweït	0.017396 [1.27151]	-0.150196 [-0.67822]	-0.006156 [-0.63056]	0.121642 [1.20878]	0.551320 [2.12920]	0.017010*** [0.29786]

*t de Student

**le terme à correction d'erreur est négatif et significativement différent de 0. Dans le cas contraire, il convient de rejeter une spécification de type ECM.

***d'après les résultats obtenus, la spécification du modèle ECM n'est pas vérifiée dans les cas de l'Espagne, des Pays Bas et du Koweït. En effet, le mécanisme de correction d'erreur (rattrapage qui permet de tendre vers la relation de long terme) irait alors en sens contraire et s'éloignerait de la cible de long terme.

Tableau 4 : variables en niveau

Pays	C	IDE	OUV	KH
USA	-3.736259	-0.048151 [-3.07934]*	-0.222769 [-1.84532]	-0.416299 [-2.96900]
France	-3.641728	-0.100558 [-4.85114]	0.009902 [0.08523]	-0.324252 [-2.52370]
Allemagne	-2.162999	0.327685 [5.23862]	-1.767455 [-5.64291]	-0.379158 [-1.53802]
Italie	-3.706981	-0.092677 [-1.40622]	-0.365830 [-1.51689]	0.243694 [0.83542]
Espagne	-4.627183	-0.365253 [-6.98661]	0.683104 [1.74186]	0.083162 [0.18228]
G.Bretagne	-3.605603	-0.043961 [-2.64857]	-0.235860 [-1.93507]	-0.292152 [-1.82432]
P.Bas	-4.220647	-0.141881 [-11.0892]	0.209877 [1.76845]	-0.431594 [-3.75940]
EAU	-3.334542	0.019287 [1.00562]	-0.514040 [-2.65222]	-0.249029 [-1.03393]
Koweït	-2.574087	0.221594 [7.65686]	-0.975610 [-3.71843]	-0.935444 [-3.78679]

*t de Student

3- Analyse des résultats

Nous constatons d'après les résultats des estimations effectuées que les IDE, selon le pays d'origine, n'expliquent pas de la même manière la croissance économique au Maroc. Seuls les IDE émanant de la France, des USA, de l'Italie, de l'Allemagne et de la Grande Bretagne sont statistiquement significatifs et ont un effet positif sur la productivité totale des facteurs (PTF). A signaler que, d'après les résultats empiriques obtenus, les IDE émanant de l'Allemagne et de la Grande Bretagne n'affectent la PTF qu'à long terme alors que les IDE en provenance de la France et des USA l'affectent aussi bien à court qu'à long terme. Dans le cas de l'Italie, il s'avère que les flux des capitaux drainés de ce pays stimulent la PTF à court terme.

Par contre, les IDE en provenance des Emirats Arabes Unies (EAU) semblent non significatifs et ont peu d'impact sur la croissance au Maroc²⁸.

Ces résultats contredisent en partie les études empiriques effectuées sur l'impact des IDE sur la croissance économique au Maroc. Ces études ont été élaborées sur la base de l'ensemble des flux

²⁸ La spécification du modèle ECM n'est pas vérifiée dans les cas de l'Espagne, des Pays Bas et du Koweït. En effet, le mécanisme de correction d'erreur (rattrapage qui permet de tendre vers la relation de long terme) irait alors en sens contraire et s'éloignerait de la cible de long terme.

d'IDE entrés au Maroc sans distinction entre leur origine, alors que la nature de l'investissement étranger diffère d'un pays à un autre. Certains pays investissent dans le secteur de l'industrie et des nouvelles technologies de l'information et de la communication (NTIC) qui constituent des catalyseurs de transfert technologique et de croissance économique. D'ailleurs, les études de Colecchia et Schreyer (2001) et de Van Ark et autres (2002) montrent que l'investissement dans les TIC a un large impact sur la croissance²⁹.

Il faut signaler, que dans le cas de la France, la plupart des IDE sont destinés au secteur de l'industrie, notamment, les industries électriques et électroniques et métalliques et mécaniques, en plus d'une concentration accrue dans les secteurs des télécommunications et de la finance. Selon les résultats de l'enquête élaborée par le Service économique de l'Ambassade de France à Rabat et touchant près de 750 implantations au Maroc en 2009, on constate une dominance des secteurs ayant un impact positif sur le transfert de la technologie tels que : les services, l'ingénierie et les concessions qui représentent 23,3% de l'ensemble des IDE français, suivis de l'industrie mécanique, sidérurgie, défense avec un taux de 14%, électroniques et TIC (12,4%), énergie, chimie, matériaux (7%), services financiers (5,5%) et transport et logistique (5,3%). Au total, presque 68% de l'ensemble des investissements émanant de la France ont un contenu technologique important, ce qui témoigne de l'impact positif des IDE français sur la PTF.

De même, les USA participent à hauteur de 4% du total des IDE dans le secteur de l'industrie électrique et électronique depuis 1999. Les capitaux émanant de ces Etats sont destinés aux secteurs de haute technologie (aéronautique, électrique et électronique...).

Pour l'Allemagne et la Grande Bretagne, l'effet des investissements drainés sur la PTF est de long terme, surtout que ces pays se caractérisent par une industrie avancée et de haute technologie, ce qui pourra affecter la PTF à long terme via le transfert de technologie et de savoir.

D'un autre côté, l'effet non significatif des IDE en provenance des Emirats Arabes Unies peut être expliqué par la nature des investissements émanant de ce pays et qui sont généralement destinés aux secteurs à faible valeur ajoutée technologique comme l'immobilier et le tourisme. Ce constat est valable aussi pour les IDE émanant de l'Arabie Saoudite, du Koweït et de l'Espagne.

Il faut noter que l'importance des IDE en volume n'est pas toujours synonyme d'un impact positif sur la PTF. Le cas de l'Espagne³⁰ est illustrant en la matière, bien qu'elle constitue le deuxième pourvoyeur d'IDE au Maroc, juste après la France, on constate, d'après les résultats obtenus, que le

²⁹ OCDE, « Comprendre la croissance économique ». Analyse au niveau macroéconomique, sectoriel et de l'entreprise, 2004, p. 52.

³⁰ Les IDE espagnols ont certes des effets positifs notamment sur l'emploi mais pas sur le transfert technologique. Il faut signaler que, les IDE en provenance de l'Espagne sont concentrés généralement dans les industries à basse technologie comme l'immobilier, le tourisme et le textile-habillement ou dans les industries de monopole qui ne permettent pas un transfert de savoir et de technique comme l'industrie du tabac.

rattrapage qui permet de tendre vers la relation de long terme entre les investissements espagnols et la PTF irait alors en sens contraire et s'éloignerait de la cible de long terme.

En revanche, la variable capital humain s'est confirmée, statistiquement, significative et à un impact positif sur la PTF au Maroc dans le modèle estimé pour la France et les USA. On peut avancer que l'effet positif du capital humain est dû à la capacité d'apprentissage de la main d'œuvre marocaine employée dans les secteurs investis par ces deux pays, surtout qu'il s'avère, d'après les résultats obtenus, que les IDE de ces pays affectent la PTF à court et à long terme.

CONCLUSION

Dans le cas du Maroc, les IDE drainés sont souvent subis plus que pilotés. Ils dépendent souvent des stratégies des entreprises européennes, notamment, françaises et espagnoles. Les cessions d'actifs privés, les privatisations et les participations Etatique jouent un rôle essentiel dans cette dynamique, la croissance de nouveaux investissements productifs est relativement moindre.

Malgré le fait que ces projets ont créé de l'activité, leurs retombées locales sont insuffisantes, au regard des capacités qu'offre le pays. Les IDE qui doivent être, normalement, un catalyseur de transformation de l'économie marocaine, sont concentrés en grande partie dans les secteurs à rentabilité rapide (télécoms, tourisme, immobilier, cimenterie, banques) et surtout sensibles aux aléas du marché et à faible valeur ajoutée et ce, faute de politiques industrielles nationales suffisamment dynamiques.

Même les investissements orientés industrie n'ont pas permis l'intégration industrielle locale. De ce fait, peu de filières domestiques sont créées et l'essentiel des intrants sont importés, ce qui aggrave, de plus, le déficit de la balance des transactions courante du pays. Ainsi, certains secteurs choisis dans le pacte émergence comme l'aéronautique, même s'il s'agit d'une industrie de pointe mettant en œuvre la haute technologie, le transfert de celle-ci demeure incertain en raison des restrictions qui la sous-tendent, en particulier dans le domaine militaire et ce, pour empêcher la diffusion de certaines technologies sensibles.

Les IDE participent, par leur choix de localisation, aux déséquilibres régionaux et ce, malgré les différentes incitations accordées pour encourager une diffusion territoriale des nouvelles localisations d'entreprises, à signaler dans ce sens que, dans le cas du Maroc, ces investissements sont spatialement concentrés sur le littoral et les zones franches (Tanger), les grandes métropoles (Casablanca) avec peu d'impact sur les banlieues et le reste du pays.

L'enjeu serait non seulement d'accroître et de faciliter l'entrée des investissements mais aussi de viser les secteurs créateurs de valeurs ajoutée et de rassurer les investisseurs des opportunités offertes par le Maroc et ce, afin d'atténuer le rapatriement massif des dividendes qui porte atteinte aux réserves de change.

D'un autre côté, les décideurs doivent avoir le courage d'abandonner les secteurs traditionnels en difficulté en retirant leur soutien avant qu'il ne soit trop difficile ou trop coûteux. A titre d'exemple

le secteur textile-habillement est révélé décevant dans le climat d'incertitude économique qui domine aujourd'hui alors qu'il continu à obtenir des subventions et des exonérations importantes, rien que pour protéger l'emploi³¹.

De façon générale, le Maroc est appelé à élaborer des lignes directrices nationales spécifiques en matière d'investissement, en ciblant des catégories précises d'investissements ou d'investisseurs étrangers à des fins de développement industriel et ce, pour garantir une croissance importante et durable et surtout assurer des emplois stables à la population. Il serait même utile de recourir à des restrictions³² sélectives en matière d'IDE à des fins de politique industrielle, liées à la protection d'industries naissantes, de champions nationaux, d'entreprises stratégiques ou d'entreprises nationales en difficulté en période de crise.

La stratégie d'investissement doit cibler à la fois le développement purement intérieur et les investissements directs étrangers. Cela signifie qu'il faut favoriser simultanément le développement des entreprises locales et les transferts de technologie³³.

Références bibliographiques :

- Agenor P.R., « Benefits and Costs of International Financial Integration: Theory and Facts », *The World Economy*, n°26 (8), 2003, pp. 1089-1118.
- Aitken, B. et Harrison, A., « Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela », *The American Economic Review*, vol. 89, n°3, 1999.
- Alaya, M., « L'investissements directs étrangers et croissance économique : une estimation à partir d'un modèle structurel pour les pays de la rive sud de la méditerranée », journées scientifiques du réseau « Analyse Economique et Développement de l'AUF », Université Montesquieu-Bordeaux IV, 2006.
- Baldwin, Braconier et Forslid, « Multinationals, Endogenous Growth, and Technological Spillovers: Theory and Evidence », *Review of International Economics*, vol. 13, n° 5, Novembre 2005, pp. 945-963.
- Banga, R., « Differential impact of Japonaise and U.S foreign direct investments on productivity growth: A firm level analysis », *Indian Council for Research on International Economic Relations*, 2003.
- Blomström M. et Kokko A., « How Foreign Investment Affects Host Countries », Policy Research Working Paper 1745, The World Bank International Economics Department, International Trade Division, 1997.
- Blomström M., Globerman S. & Kokko A., « The determinants of host country spillovers from Foreign direct investment: review and synthesis of The literature », Working Paper n° 76, September 1999.
- Blomström, M. et Kokko, A., « The Impact of Foreign Investment on Host Countries: A Review of the Empirical Evidence », Copy of World Bank Policy Research Working Paper n° 1745, 1997.
- Borensztein, E., de Gregorio, J. and Lee, J. W., « How does foreign direct investment affect economic growth? », *Journal of international Economics* 45, 1998, pp. 115-135.

³¹ Ces subventions peuvent être accordées directement aux chômeurs victimes de la fermeture de ces usines en attendant leur insertion dans les activités alternatives.

³² Le Maroc peut introduire un certain nombre de mécanismes de flexibilité dans les accords internationaux d'investissement (AI) signés avec ces partenaires, par exemple des exclusions ou des réserves pour certaines branches d'activité, des exceptions générales ou des exceptions au titre de la sécurité nationale...etc.

³³ James Zhan, « Quelle stratégie pour une politique industrielle ? », (10 mars 2011), <http://www.project-syndicate.org/commentary/rodrick60/French>

- Bouoiyour, J. et Toufik, S., « L'impact des investissements directs étrangers et du capital humain sur la productivité des industries manufacturières marocaines », *Revue Région et Développement* n° 25, 2007.
- Bouoiyour, J., « Foreign Direct Investment in Morocco », in *Foreign Direct Investment in Developing Countries: Leveraging the role of multinational*. Agence Française de Développement (AFD) and Institut Français des Relations Internationales, 2004.
- Bouoiyour, J., Toufik, S., « Productivité des industries manufacturières marocaines et investissements directs étrangers ». In *Critique économique : revue trimestrielle*, n° 9, 2003.
- Caves R.E., « Multinational Firms, Competition and Productivity in Hostcountry Markets », *Economica*, 41, 162, 1974, pp. 176-193.
- Chuang and Lin. « Foreign Direct Investment, R&D and Spillover efficiency: Evidence from Taiwan's Manufacturing Firms », *The Journal of Development Studies* 35(4), April 1999, pp. 117-37.
- Dimelis, S. and Louri, H., « Foreign ownership and production efficiency: A quantile regression analysis », *Oxford Economic Papers* 54, 2002, pp. 449-469.
- Djankov S. and Hoekman B., « Foreign Investment and Productivity Growth in Czech Enterprises », *The World Bank Economic Review* », Vol. 14 (1), 2000, pp. 49-64.
- Findlay R., « Relative Backwardness, Direct Foreign Investment and the Transfer of Technology: A Simple Dynamic Model », *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 92, 1978, pp. 1-16.
- Globerman S., « Foreign Direct Investment and Spillover Efficiency Benefits in Canadian Manufacturing Industries », *Canadian Journal of Economics*, 12, 1979, pp. 42-56.
- Gorg, H. & Greenaway D. « Much Ado About Nothing? Do Domestic Firms Really Benefit from Foreign Direct Investment? », IZA, Discussion Paper Series n° 944, 2003.
- Görg, H. and Strobl, E., « Multinational Companies and Productivity Spillovers: A Meta-analysis », *Economic Journal* n°111, 2001, pp. 723-739.
- Haddad, M. et Harrison, A., « Are there spillovers from direct foreign investment? », *Journal of Development Economic*, n°42, 1993.
- Jellal M. et Bouzahzah M., « Education investissements directs étrangers et croissance économique : réflexions pour le Maroc » : Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/38883/MPPA Paper No. 38883>, posted 18. May 2012.
- Jenkins, C. et Thomas L., « Foreign Direct Investment in Southern Africa Determinants, characteristics and Implication for Growth and Poverty Alleviation », CSAECREFFSA, 2002.
- Kokko A., « Productivity Spillovers from Competition between Local Firms and Foreign Affiliates », *Journal of International Development*, Vol. 8, 1996, pp. 517-530.
- Kokko, A. and Blomström M., « Policies to Encourage Inflows of Technology through Foreign Multinationals », *World Development*, vol. 23, 1995, pp. 459-468.
- LAHIMER N., « La contribution des investissements directs étrangers à la réduction de la pauvreté en Afrique subsaharienne », Université Paris- Dauphine, laboratoire d'économie de Dauphine, (05 mars 2009), 436 p.
- Levchenko, A. A., Rancière, R. et Mathias T., « Growth and Risk at the Industry Level: the Real Effects of Financial Liberalization », *CEPR Discussion Papers* 6715, 2008.
- Li, X., Liu, X., « Foreign direct investment and economic growth: an increasingly endogenous relationship », *World Development* 33, 2005, pp. 393-407.
- Lipsey, R. E. and Sjöholm , « Foreign Direct Investment and Wages in Indonesian Manufacturing », NBER Working Paper n°8299, Cambridge, MA, National Bureau of Economic Research. Available at: www.nber.org/ (Accessed: 20 December 2009): <http://www.ukessays.com/essays/economics/benefit-from-foreign-direct-investment.php#ixzz2NkhiOs6C>.

- Lucas R., « On the Mechanics of Economic Development », *Journal of Monetary Economics*, 22, 1988, pp. 3-42.
- Mansouri, B., « Effets des IDE et de l'ouverture commerciale sur la croissance économique au Maroc ». Conférence économique africaine : Promouvoir le développement dans une ère de crises financière et économique ; Centre de conférences des Nations Unies : Addis-Abeba, Éthiopie ; Groupe de la Banque africaine de développement ; Commission économique pour l'Afrique, 11 – 13 novembre 2009.
- Narula, R. and Marin A., « FDI Spillovers, Absorptive Capacities and Human Capital Development: Evidence from Argentina », *MERIT Research Memorandum* 2003-16, 2003.
- Nuno, C. ; Proença J. and Paula Fontoura, M., « FDI Spillovers at Regional Level : Evidence from Portugal », WP 028/2007/DE/CISEP ISCTE, Departamento de Economia Av. Forças Armadas, 1649-026, Lisboa Portugal, 2007.
- Rapport FEMISE, « Dynamique des investissements, mutations sectorielles et convertibilité du compte de capital : impacts des mesures de libéralisation et expériences comparées Tunisie -Maroc », 2008, 78 p.
- Rodrik D., « Les mirages de l'ouverture extérieure », *Alternatives économiques, l'Economie Politique*, 2001/2 - n°10, pp 44 – 54.
- Rodrik, D., « Where did all the growth go? External Shocks, Social Conflict, and Growth Collapses », *Journal of Economic Growth* 4(4), 1999, pp. 385-412.
- Romer P., « Idea gaps and Object Gaps in Economic Development », *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, n°3, décembre 1993, pp. 543-573.
- Romer P. M., « Increasing Returns and Long-Run Growth », *The Journal of Political Economy*, Vol. 94, n° 5, 1986, pp. 1002-1037.
- Sami, M. et Bouoiyour, J., « Financements extérieurs, productivité et convertibilité du compte de capital : Application au cas de la Tunisie ». Séminaire FEMISE - DEFI - Institut de la Méditerranée Aix en Provence, 7-8 Juillet 2009.
- Toufik, S., « Institutions, développement économique et transition : Existe-t-il des spillovers provenant de l'investissement direct étranger au sein de l'industrie manufacturière marocaine ? », Paris, 7 et 8 Septembre 2006.
- Wang, J., and Blomstrom, M., « Foreign Investment and Technology Transfer », *European Economic Review* n°36, 1992, pp. 137-155.
- Xu, B., « Multinational enterprises, technology diffusion, and host country productivity growth », *Journal of Development Economics* 62, 2000, pp. 477– 493.

Politique Budgétaire et Cycles Economiques au Maroc.

Hicham BADDI

Université Mohammed V- Agdal. Faculté des Sciences Juridiques,

Economiques et Sociales Rabat

Email : prhicham@gmail.com

Résumé : *L'examen de la réaction de la politique budgétaire face aux variations de l'activité économique a fait l'objet d'un intérêt particulier ces dernières années. À cet effet, de nombreuses études empiriques ont tenté d'étudier cette question pour le cas des pays développés et ceux en développement. Les résultats de ces différents travaux ont souligné que la politique budgétaire est contra cyclique dans les pays développés, alors qu'elle est pro cyclique dans le cas des pays en développement.*

L'objectif de ce papier est double : Premièrement, il s'agit d'examiner cette question de cyclicité budgétaire pour le cas du Maroc et pour un échantillon de 20 pays de la région MENA. Deuxièmement, il s'agit d'analyser la réaction de la politique budgétaire face aux chocs permanents et transitoires sur la production. À cet effet, nous avons estimé une fonction budgétaire à l'aide des méthodes : MCO, GMM et un modèle de panel dynamique par les GMM selon la méthode d'Arellano et Bond (1991). Les résultats de ces estimations ont mis en évidence le caractère pro cyclique de la politique budgétaire au Maroc et dans les différents pays de la région MENA. Ils ont montré également que la politique budgétaire au Maroc réagit d'une manière contra cyclique face aux chocs transitoires et d'une manière pro cyclique face aux chocs permanents.

Classification JEL : *E32 - E61 – E62*

Mots clés : *Politique budgétaire – Cycles économiques – Chocs permanents et transitoires.*

Abstract: *The examination of the reaction of fiscal policy facing the variations of economic activity has been recently of particular interest. Numerous empirical studies, accordingly, have tried to study this issue in connection with both developed and underdeveloped countries. The results of these various works have revealed that the fiscal policy is countercyclical in developed countries, while it is procyclical in developing countries.*

The objective of this paper is double: it is to examine this question of the reaction of fiscal policy to the cycle for the case of Morocco and to a sample of 20 countries in the MENA region. Second, it is to analyze the reaction of fiscal policy to permanent and transitory shocks. We estimated fiscal policy reaction function using the methods: OLS, GMM and a dynamic panel model by the GMM method of Arellano and Bond (1991). The results of these estimates showed that fiscal policy in Morocco is pro- cyclical and in different countries of the MENA region. They also showed that reaction of fiscal policy in Morocco to transitory shocks is countercyclical and it is procyclical to permanent shocks.

Key Words: *Fiscal policy – Business cycles – Temporary and permanent Shocks*

INTRODUCTION:

Depuis les années 80, la politique de relance budgétaire prescrite par Keynes était conçue par les différents théoriciens et économistes comme inefficace et inopérante. Seule la politique monétaire pourrait atteindre le double objectif assigné aux politiques macroéconomiques, à savoir : Assurer la croissance économique et lutter contre l'inflation et le chômage.

Avant la crise financière internationale de 2007, il y avait un consensus parmi les économistes sur l'inefficacité de la politique budgétaire discrétionnaire. Cela s'explique principalement par le fait que cette dernière est trop sensible aux pressions électoralistes, qu'elle crée des distorsions et qu'elle accroît l'endettement public. Seuls les stabilisateurs automatiques peuvent donc atténuer des événements conjoncturels sur l'activité économique.

Aujourd'hui, la crise financière a replacé la politique budgétaire discrétionnaire au centre des débats sur l'action publique. Certains économistes, responsables gouvernementaux, ou banquiers centraux se sont convaincus de l'utilité d'une politique de relance budgétaire. Une politique budgétaire active sera nécessaire pour atténuer les effets des chocs sur la production.

La réaction de la politique budgétaire discrétionnaire a occupé donc une place centrale lors de la crise mondiale actuelle. Des études empiriques menées au cours de cette décennie ont mis l'accent sur cette question. Elles ont essayé d'une part d'examiner le comportement cyclique de la politique budgétaire, et d'autre part, d'étudier les facteurs déterminants de ce comportement.

Dans ce papier on va s'intéresser uniquement au comportement cyclique de la politique budgétaire discrétionnaire. Cette question est importante, car elle nous révèle les différents problèmes rencontrés par les gouvernements dans la formulation de leurs politiques budgétaires.

Sur le plan théorique, une politique budgétaire est jugée contra cyclique (Keynes 1936) si elle est destinée à stabiliser les fluctuations économiques conjoncturelles, elle est restrictive en période d'expansion et expansive en période de ralentissement de l'activité économique. Elle est procyclique (Talvi et Végh (2005), si elle est expansive en période de conjoncture favorable et restrictive en période de ralentissement. Les gouvernements qui ont du mal à emprunter pour financer le déficit budgétaire pourront être confrontés à réduire les recettes fiscales dans les périodes de récession et par conséquent les dépenses pour éviter l'aggravation du déficit. Ce comportement pro cyclique pourrait selon certains économistes amplifier et exacerber les incidences négatives des chocs sur la production. Elle est acyclique ou neutre (Barro 1979) dans le cas où les dépenses publiques et les taux d'imposition sont maintenus stables quelque soit la conjoncture.

Les recherches empiriques qui ont été réalisées jusqu'à présent sur cette question ont débouché sur le résultat suivant : la politique budgétaire est contra cyclique dans les pays développés, alors qu'elle est pro cyclique dans les pays en développement. Les premiers travaux qui ont abouti à ces résultats sont ceux de Gavin et Perotti (1997) sur le cas de l'Amérique latine. D'autres études vont confirmer par la suite ce constat pour un grand nombre de pays en développement (Talvi et Végh (2005).

L'examen de cette littérature empirique nous a permis de souligner deux principaux problèmes rencontrés par les économistes lors de l'étude du comportement cyclique de la politique budgétaire. Le premier est lié au biais d'endogénéité, le changement dans le comportement cyclique de la

politique budgétaire et le développement des cycles économiques sont susceptibles d'affecter l'une l'autre. Le deuxième concerne les composantes de la politique budgétaire. La variation du comportement budgétaire n'est pas seulement dû à la politique budgétaire discrétionnaire, mais aussi au jeu des stabilisateurs automatiques. Le défi ici, est d'isoler la partie discrétionnaire de la réaction des stabilisateurs automatiques.

Il ressort également de cette littérature empirique que la politique budgétaire doit réagir déferrement face aux chocs permanents et transitoires sur la production. Cette distinction est importante, car une réaction contra cyclique face à un choc transitoire pourrait lisser le cycle économique et n'aurait pas d'implications à long terme sur la contrainte budgétaire de l'Etat. Par ailleurs, une réaction contra cyclique face à un choc défavorable permanent pourrait engendrer un déséquilibre budgétaire et pourrait même conduire à une crise.

Le but principal de ce papier est d'examiner le comportement cyclique de la politique budgétaire au Maroc et dans vingt pays de la région MENA. A travers une étude empirique qui va prendre en considération les éléments cités ci-dessus, on va tenter d'une part, d'étudier comment la politique budgétaire au Maroc et aux principaux pays de la région MENA réagit face aux variations de l'activité économique, et d'autre part, d'examiner le caractère cyclique de la politique budgétaire face à des chocs permanents et transitoires sur production. Pour cela nous allons présenter dans un premier temps les approches théoriques et empiriques traitant le comportement cyclique de la politique budgétaire. Ensuite, nous ferons le point sur le cadre d'analyse de la cyclicité budgétaire. Enfin, nous étudierons à travers une étude empirique les différentes questions proposées dans ce travail.

I - FONDEMENTS THEORIQUES ET TRAVAUX EMPIRIQUES.

I - Revue de littérature théorique.

La littérature théorique portant sur le caractère cyclique de la politique budgétaire n'est pas abondante, seulement quelques courants théoriques ont abordé cette question dans le champ d'application de la politique budgétaire discrétionnaire. Certains de ces courants préconisent que la politique budgétaire discrétionnaire doit avoir un comportement contra cyclique. Toutefois, d'autres défendent la neutralité de l'action publique.

La théorie keynésienne met en avant l'idée selon laquelle la réaction de la politique budgétaire face aux variations du cycle économique devrait être contra cyclique. Quand l'économie est dans une situation de sous emploi, les gouvernements peuvent mener une politique budgétaire discrétionnaire dans la mesure de stabiliser l'activité économique à court terme. Keynes estime que cette politique de relance budgétaire sera plus efficace qu'une politique monétaire³⁴. Il soutient que l'Etat doit augmenter les dépenses publiques au moment où la conjoncture économique est défavorable et les baisser au cours des phases d'expansion. L'augmentation des dépenses selon Keynes engendre des revenus supplémentaires. Une partie de ces revenus sera destinée à la consommation, une à l'épargne et la troisième sera récupérée par les administrations publiques sous la forme d'impôts et de cotisations sociales. La partie qui est consommée va enrichir la demande intérieure adressée aux entreprises. Ces dernières vont par la suite augmenter leurs investissements, leurs emplois, et distribuer des revenus supplémentaires. L'augmentation des dépenses publiques va conduire donc à

³⁴ *Keynes exprimait en 1932, il se pourrait « qu'il soit impossible d'échapper à une crise prolongée et même peut-être interminable sauf par une intervention directe de l'état par l'encouragement et le financement de nouveaux investissements ».*

une augmentation de la demande globale qui va par la suite apporter la production à des niveaux de plein emploi (l'effet multiplicateur).

En effet, les dépenses publiques sont considérées comme étant une force stabilisatrice et doivent réagir d'une manière contra cyclique. Pour cela, les différentes catégories des dépenses publiques seront classées selon leurs valeurs de multiplicateurs³⁵.

La théorie Keynésienne souligne également que l'action de l'Etat pourra être menée à travers une baisse des prélèvements obligatoires. Cette baisse des impôts stimule l'activité économique mais dans une moindre proportion que l'augmentation des dépenses publiques. Cela est expliqué par le fait que l'augmentation des dépenses publiques affecte deux principales composantes de la demande globale à savoir : l'investissement privé et la consommation. Alors que la partie du revenu supplémentaire résultante de la baisse des impôts sera épargnée, ce qui limite son effet sur le revenu.

Cette politique de relance keynésienne a été jugée inefficace par certains courants économiques. Les néoclassiques considèrent que ce type de politiques conduit à un accroissement des déficits publics et à l'endettement, ce qui engendre un effet d'éviction défavorable à l'investissement³⁶. A cet effet, Barro (1974) conteste cette politique et souligne que les agents prévoient une augmentation des taux d'imposition pour rembourser l'emprunt, et en prévision à cette hausse d'impôt dans le futur, ils augmentent l'épargne. Les anticipations rationnelles des agents vont donc contrebalancer l'efficacité de la relance budgétaire.

Par ailleurs, il souligne que la politique budgétaire optimale doit être acyclique. Pour cela, l'Etat doit maintenir les taux d'imposition et les dépenses publiques stables au cours du cycle économique. En conséquence, les revenus devraient baisser durant les récessions, et les déficits devraient augmenter afin de permettre aux dépenses publiques de rester assez constantes au cours du cycle.

2 - Littérature empirique.

L'examen de la littérature empirique sur la question de la cyclicité de la politique budgétaire nous a permis de distinguer deux types de recherches. Les premières portent sur l'étude du caractère cyclique de la politique budgétaire, alors que les deuxièmes s'intéressent à l'examen des facteurs qui expliquent la différence entre les pays développés et ceux en développement en matière de la cyclicité de la politique budgétaire.

Parmi les travaux du premier courant, on trouve l'étude de Gavin et Perotti (1997) qui sont les premiers qui ont soulevé la question du caractère pro cyclique de la politique budgétaire dans les pays en développement. Ces derniers ont constaté que la politique budgétaire est pro cyclique dans les pays d'Amérique latine au moment où la conjoncture économique est favorable et contra cyclique durant les phases de récession. Ce résultat diffère de celui trouvé par Gali (1994), par Fiorito et Kollintzas (1994), et par Fiorito (1997), qui ont souligné que les dépenses publiques

³⁵ On entend par multiplicateur l'effet, plus que proportionnel, que produit la dépense publique sur l'activité économique : si le taux d'épargne des agents est de 20%, une dépense publique de 100 entraîne une demande de $(1 - 0.2) * 100 = 80$, puis de $(1 - 0.2) * 80 = 64$, puis encore de $(1 - 0.2) * 64 = 51.2$, etc. Plus le taux d'épargne est bas, plus l'effet du multiplicateur est important.

³⁶ Friedman considère que le recours à l'emprunt pour financer la relance budgétaire provoque une augmentation des taux d'intérêt, ce qui décourage l'investissement.

réagissent d'une manière contra cyclique ou acyclique dans les pays développés. Talvi et Végh (2000)³⁷ révèlent par la suite que la politique budgétaire tend à être pro cyclique dans un grand nombre de pays en développement et non seulement dans les pays de l'Amérique latine. Dans une autre étude, Braun (2001) va valider cette hypothèse de pro cyclicité pour les pays en développement et va montrer que cette politique tend à être contra cyclique dans les pays de l'OCDE.

D'autres contributions vont tenter par la suite d'approfondir les recherches sur cette question dans le cas des pays développés et en développement. Lane (2003) a avancé que le caractère cyclique de la politique budgétaire diffère d'un pays à l'autre dans les pays de l'OCDE³⁸. Il a constaté que la politique budgétaire est contra cyclique dans les pays avancés, alors qu'elle est susceptible d'être pro cyclique dans les pays dont la production est plus volatile et où le pouvoir politique est plus dispersé. Sur un niveau désagrégé des dépenses publiques, il a trouvé que le comportement des transferts et des intérêts de la dette est contra cyclique, alors que celui des dépenses courantes et de l'investissement public est pro cyclique. Cependant, les dépenses salariales sont plus pro cycliques que celles non salariales. En revanche, Lee et Sung (2007) ont souligné une forte contra cyclicité des recettes publiques et une légère pro cyclicité des dépenses dans les pays de l'OCDE. De plus, ils ont constaté que les dépenses en capital, les transferts et les subventions réagissent d'une manière acyclique, alors que l'impôt sur le revenu réagit d'une façon contra cyclique.

D'autres travaux ont tenté d'examiner le comportement des politiques budgétaires en Europe après l'adoption du traité de Maastricht et du pacte de stabilité et de croissance. Gali et Perotti (2003) ont constaté que la politique budgétaire contra cyclique est devenue plus forte dans certains pays après l'adoption du traité de Maastricht. Ce résultat est expliqué par la réduction de la dette dans le cas de certains pays (Gali, 2005). En adoptant une nouvelle approche qui se base sur les dépenses et les composantes des recettes corrigées des variations cycliques, Giorno et al. (1995) ; Girouard et André, (2005) vont montrer que la politique budgétaire est devenue plus contra cyclique après 1990 dans les pays de l'OCDE et particulièrement dans les (15) pays de l'union européen après l'introduction de l'Euro³⁹.

En suivant une démarche qui se base sur les prévisions, Cimadomo (2007) va montrer que les intentions de la politique budgétaire dans les pays de l'OCDE sont contra cycliques en période d'expansion. Par ailleurs, Beetsma et Giuliodori (2008) trouvent que la politique budgétaire prévue est contra cyclique dans les pays non membre de l'union européen, alors qu'elle est acyclique dans les pays de l'UE. Cependant, Bernoth et al. (2008) soulignent que la politique budgétaire discrétionnaire prévue réagit d'une façon contra-cyclique, mais sa réalisation prend une forme pro-cyclique.

Sur la base des données plus récentes et en utilisant la méthode des variables instrumentale, Fatas et Mihov (2009) constatent que la politique budgétaire dans les pays de la zone euro a été procyclique avant 1999 mais elle avait un comportement acyclique après cette date. Cependant, elle est pro

³⁷ Talvi et Végh (2000) ont travaillé sur un échantillon composé de six pays du G7, 14 autres pays industrialisés et 36 pays en développement.

³⁸ Lane (2003) a avancé que le caractère contra-cyclique des dépenses publiques dans les pays de l'OCDE est dû aux comportements des transferts « stabilisateurs automatiques » et/ou aux intérêts de la dette.

³⁹ Plusieurs travaux ont conclu que la mise en œuvre des règles budgétaires européennes n'a pas créé un biais procyclique dans l'orientation des politiques budgétaires des pays de la zone euro (Gali et Perotti, 2003 ; OCDE, 2003 ; EC, 2004 ; Annett, 2006 ; Golinelli et Monigliano, 2006 ; Wyplosz, 2006 ; Turrini, 2008 ; Leigh et Stehn, 2009).

cyclique en Espagne et fortement contra cyclique aux Etats-Unis. Auerbach (2009)⁴⁰ confirme ce dernier résultat en montrant que les dépenses publiques et les recettes ont réagi d'une manière fortement contra cyclique entre 1984 et 2009 et que la réaction des dépenses a été plus forte que celle des recettes. En outre, il souligne que les stabilisateurs automatiques réagissent plus fortement dans la zone euro que dans les Etats-Unis.

En adoptant une approche d'étude de cas, Leigh et Stehn (2009) ont tenté d'examiner la réaction de la politique monétaire et budgétaire en période de ralentissement dans les pays G7. Ils ont constaté à travers leur étude que les pays du G7 ont adopté des politiques budgétaires discrétionnaires souples pendant les phases de ralentissement et que la réaction de leurs politiques face au ralentissement a été plus rapide et plus souvent au Canada, aux États-Unis et au Royaume-Uni qu'en Italie, en Allemagne, en France et au Japon. Ils ont avancé également que la politique budgétaire est pro cyclique dans l'Europe continentale et au Japon alors qu'elle est contra cyclique dans les pays anglo-saxons.

Strawczynski et Zeira (2009) ont tenté d'analyser la réaction de la politique budgétaire face aux chocs temporaires et permanents sur la production. Ils ont avancé que les déficits budgétaires et les dépenses publiques réagissent d'une façon contra cyclique suite à un choc temporaire et réagissent d'une manière acyclique suite à un choc permanent. Par ailleurs, la réaction de l'investissement public suite à un choc permanent est pro cyclique.

Si les études ci-dessus révèlent le caractère cyclique de la politique budgétaire dans les pays développés, D'autres mettent davantage l'accent sur la cyclicité de cette politique dans les pays en développement. Parmi ces études, on trouve celle menée par Kaminsky, Reinhart, et Vegh (2004). Sur la base d'un échantillon de 104 pays développés et en développement, ils vont constater que la corrélation entre les dépenses publiques et le cycle économique dans ces pays varie entre -1 (signe de forte contra- cyclicité) et 1 (signe de forte pro-cyclicité)⁴¹. Les résultats de leur étude vont souligner que la politique budgétaire est pro cyclique dans la majorité des pays en développement. Alors qu'elle est contra cyclique dans les pays avancés.

Ces résultats vont être confirmés par la suite par Talvi et Vegh (2005). Sur la base d'un échantillon de 56 pays, ces deux auteurs vont conclure que la politique budgétaire est acyclique dans les pays du G7, alors qu'elle est pro cyclique dans les pays en développement (les dépenses et les recettes publiques sont très pro cyclique). Ce caractère est expliqué par la volatilité de l'assiette fiscale dans ces pays, aussi par la différence entre ces dites pays et les pays industrialisés. Ces conclusions ont corroborées ceux trouvé par Akitoby et al (2004), ces deux auteurs ont constaté que les principales composantes des dépenses publiques sont pro cycliques dans la moitié de l'échantillon des pays en développement, et que l'investissement public est jugé très pro cyclique dans les pays où la production est plus volatile et où le risque financier est élevé.

Alesina, Campante et Tabellini (2007) avancent le même résultat pour les pays en développement. Ils constatent que la politique budgétaire est pro-cyclique dans ces pays. Pour expliquer ce constat, ils soulignent que les gouvernements dans ces pays sont soumis aux pressions des électeurs. Ces

⁴⁰ Auerbach (2002, 2008) et Taylor (2000, 2009) ont adopté la méthode des MCO pour étudier la relation entre le solde budgétaire structurel et le niveau de l'écart de production. Ils ont constaté que la politique budgétaire est devenue de plus en plus contra cyclique aux Etats-Unis notamment depuis le début de 1990.

⁴¹ La corrélation entre les dépenses publiques et le cycle économique pour le cas de la Finlande a été au niveau de -1, chose qui veut dire que la politique budgétaire dans ce pays est fortement contra cyclique. Par ailleurs, elle a été à l'ordre de 1 pour le cas d'Oman, ce qui signifie que la politique budgétaire omanienne est fortement procyclique.

derniers ne font pas confiance à leurs gouvernements corrompus, et par conséquent, ils revendiquent des avantages fiscaux, et plus de dépenses productives et de transferts en phases d'expansion.

Cependant, d'autres auteurs soulignent que les pays riches en ressources naturelles et où le revenu provenant de ces ressources tend à dominer le cycle conjoncturel adoptent souvent des politiques budgétaires pro-cycliques. Les gouvernements de ces pays recourent à l'augmentation des dépenses en période de flambé des prix. Cette augmentation touche souvent deux composantes principales des dépenses publiques à savoir les dépenses d'investissement dans l'infrastructure et la masse salariale. Les recettes exceptionnelles provenant du pétrole seront affectées à l'augmentation des salaires et à la création de nouveaux emplois dans la fonction publique (Medas et Zakharova, 2009).

D'autres contributions vont mettre l'accent sur le caractère cyclique de la politique budgétaire de certains pays de l'Afrique. Du Plessis et Boshoff, 2007; Du Plessis, Smit, et Sturzenegger (2007) ont montré que la politique budgétaire en Afrique du sud est devenue plus pro cyclique depuis 1994. Sur la base d'un échantillon de 37 pays à faible revenu de l'Afrique (1960-2004), Thornton (2008)⁴² va trouver que la consommation publique est en moyenne très pro cyclique dans ces pays. Ce résultat va être confirmé par la suite par Diallo (2009). En utilisant la méthode GMM panel sur un échantillon de 47 pays, ce dernier va démontrer que la politique budgétaire a été en moyenne pro cyclique sur la période 1989-2002.

Lledó, Yackovlev, et Gadenne (2009) vont tenter d'examiner cette question de cyclicité pour un échantillon de 174 pays, dont 44 pays de l'Afrique subsaharienne sur la période 1970-2008. En adoptant plusieurs approches économétriques (MCO, variables instrumentales, et GMM), ils trouvent que la politique budgétaire est pro cyclique dans l'ensemble des pays en développement et plus particulièrement dans les pays de l'Afrique subsaharienne. Ils constatent également que le niveau de la pro cyclicité va diminuer au fil du temps et surtout après 1990.

Carmignani (2010) a analysé les coefficients de corrélation entre les dépenses publiques corrigées des variations cycliques et l'écart de production dans 37 pays africains. Il a trouvé que ce coefficient est significatif et positif dans le cas de l'ensemble de ces pays.

Pour le cas du Maroc, les recherches empiriques ne sont pas abondantes, surtout celles qui examinent le comportement cyclique de la politique budgétaire de ce pays. Kaminsky, Reinhart, et Vegh (2004) vont révéler dans une étude empirique sur un échantillon de pays développés et en développement que la corrélation entre les dépenses publiques et le PIB au Maroc est positive. Ce résultat confirme le caractère pro cyclique de la politique budgétaire marocaine.

Dans une étude sur le degré d'activisme budgétaire au Maroc, Saida Samari (2004) a constaté que le niveau de la réaction de la politique budgétaire marocaine à la conjoncture économique est faible sur la période allant de 1980 à 2003. Ce résultat peut être dû selon l'auteur au poids relativement élevé du secteur informel dans le PIB, à la faiblesse des marges de manœuvres en matière de la réduction des dépenses et à l'importance des exonérations. L'étude a également avancé que le degré de la sensibilité de la politique budgétaire à la conjoncture au Maroc a évolué d'une période à l'autre. Sur la période 1990-2003, le niveau de la sensibilité a été à l'ordre de 0.2 contre 0.1 entre 1980 et 1990. Ce degré va atteindre 0.4 sur la période 1996 -2004.

⁴² En utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), Thornton (2008) va constater que la procyclicité est jugée significative et faible dans le cas du Tchad et du Gabon, alors qu'elle est forte pour le cas du Congo et de la Guinée équatoriale.

Il ressort des résultats de cette étude également que la réaction de la politique budgétaire au Maroc à la conjoncture a été forte dans les périodes de récession par rapport à celle dans les phases d'expansion. Cela s'explique par le fait que l'Etat intervient au moment où la conjoncture économique est défavorable.

II – LE CADRE D'ANALYSE DE LA CYCLICITE DE LA POLITIQUE BUDGETAIRE.

Les études empiriques se sont davantage centrées sur certains aspects importants de la méthodologie que l'économiste doit prendre en compte lors de l'examen de la réaction de la politique budgétaire face aux variations de l'activité économique. Le premier point méthodologique évoqué par ces études concerne la distinction entre la réaction des stabilisateurs automatiques et celle de la politique budgétaire discrétionnaire. Le deuxième est celui de la mesure de la cyclicité de la politique budgétaire.

1 – Mesure des stabilisateurs automatiques.

La littérature empirique s'attache d'avantage à trouver un bon indicateur qui représente mieux la composante non discrétionnaire de la politique budgétaire qu'à étudier son caractère cyclique. Cette composante est hors contrôle direct des autorités budgétaires, elle est associée aux propriétés cycliques des taxes, des dépenses publiques et des transferts. A taux d'imposition donné, les fluctuations de la production et de la consommation entraînent celles des recettes fiscales, qui diminuent en phase de récession et augmentent en phase d'expansion. En effet, la réaction des stabilisateurs automatiques est souvent de nature contra-cyclique.

Parmi les travaux empiriques qui ont tenté d'identifier une mesure proxy des stabilisateurs automatiques, celui de Fatas et Mihov (1999). En utilisant la taille du gouvernement par rapport aux PIB comme une variable qui représente la composante cyclique de la politique budgétaire⁴³, ils ont révélé qu'il y a une forte corrélation entre la taille du gouvernement et la volatilité de la production dans les pays de l'OCDE. Ils ont essayé par la suite de trouver une mesure alternative aux stabilisateurs automatiques à travers la décomposition des dépenses et des recettes. En les désagrégeant en dépenses non salariales, dépenses salariales, transferts, et recettes liées aux impôts directs et indirects, ils ont constaté que le ratio des dépenses publiques à la production ainsi que toutes les composantes des recettes fiscales, à l'exception des impôts indirects, constituent des mesures qui peuvent représenter les stabilisateurs automatiques.

Dans une autre étude empirique qui avait pour objectif principal d'examiner l'effet de la composante cyclique de la politique budgétaire sur l'économie, Fatas et Mihov (2003) ont identifié plusieurs mesures qui peuvent capturer la force des stabilisateurs automatiques. Parmi ces mesures, ils ont utilisé les transferts et les impôts. Ce choix est justifié par deux considérations : d'une part, la réponse des transferts et des impôts aux chocs économiques est importante d'un point de vue théorique, d'autre part cette réponse est étroitement liée à celle de la taille du gouvernement sur le plan empirique. Par la suite, ils vont identifier le taux marginal d'imposition sur le travail comme une mesure directe des stabilisateurs automatiques. Ils considèrent qu'une telle mesure permettra d'éviter toute capture de la composante discrétionnaire de la politique budgétaire.

⁴³ La taille du gouvernement est définie par Fatas et Mihov (1999) comme le niveau des dépenses publiques.

Cependant, dans une étude qui a étudié le caractère cyclique de la politique budgétaire dans le cas des pays de la zone euro et de vingt deux pays de l'OCDE, Fatas et Mihov (2009), ont adopté la différence entre le déficit budgétaire réalisé et celui structurel comme une variable qui représente la composante cyclique de la politique budgétaire. Les conclusions de leur étude révèlent que cette composante réagit d'une façon contra cyclique, et que sa réaction est plus forte dans la zone euro que dans les Etats-Unis.

En utilisant certaines mesures proposées par Fatas et Mihov (2003) à savoir l'impôt sur le revenu, les profits et les gains en capital et le ratio des dépenses publiques par rapport au PIB, Bogdan (2010) a essayé d'analyser le caractère cyclique des stabilisateurs automatiques et d'examiner la relation entre cette composante et la volatilité du PIB par habitant dans le cas d'un échantillon de pays développés et en développements. Les résultats de son travail ont validé d'une part l'hypothèse selon laquelle la réaction des stabilisateurs automatiques est contra cyclique, et d'autre part, ont souligné l'existence d'une relation négative entre la composante cyclique de la politique budgétaire et la volatilité du PIB par habitant dans le cas des pays développés et en développements.

2 – Mesure de la composante discrétionnaire.

La composante discrétionnaire est le résultat d'une action politique délibérée et non dû au jeu des stabilisateurs automatiques. Les autorités budgétaires peuvent réagir à la conjoncture économique réelle ou attendue en variant les dépenses et les recettes. Cette réaction est qualifiée contra cyclique quand le gouvernement décide d'augmenter (de baisser) la consommation publique et de baisser (d'augmenter) les taux d'imposition dans la phase de récession (d'expansion).

L'identification d'une mesure crédible de cette composante a fait l'objet de plusieurs travaux empiriques. Ces derniers se sont intéressés davantage à la proposition des indicateurs qui mesurent mieux cette partie discrétionnaire. Parmi ces indicateurs, le solde budgétaire corrigé des variations cycliques. Le choix de cet indicateur est justifié par le fait que son utilisation permet, d'une part, de déterminer l'orientation de la politique budgétaire, et, d'autre part, d'examiner la réaction de la politique budgétaire face aux variations de l'activité économique.

A cet effet, plusieurs méthodes ont été proposées pour distinguer la partie conjoncturelle de celle structurelle dans le solde budgétaire. Parmi ces méthodes, et la plus utilisée, celle adoptée par l'OCDE, le FMI et l'UE. Cette méthode est en deux étapes. La première étape consiste à estimer l'écart de la production, la deuxième à supprimer l'influence du cycle dans les variations du solde budgétaire observé. Cependant, cette méthode présente néanmoins certaines limites. D'une part, elle est liée sensiblement à la mesure de la position de l'économie dans le cycle, qui dépend à son tour de l'estimation de la production potentielle. D'autre part, elle prend en considération l'impact de l'écart de production ou de la production potentielle sur le solde budgétaire et néglige l'influence de la politique budgétaire sur l'écart de la production.

Les limites de cette approche classique vont conduire certains économistes à proposer des méthodes alternatives telles que l'utilisation des modèles VARS. En effet, cette méthode permet d'identifier deux types de chocs qui sont à l'origine des fluctuations du solde budgétaire. Les premiers sont liés à l'activité économique et ont un effet de long terme. Les deuxièmes sont liés à la politique budgétaire et ont un effet de court terme. En utilisant cette méthode, Carine et Sophie (2000) ont estimé le solde budgétaire structurel pour la France et pour la zone euro. Leurs résultats soulignent que le redressement du déficit structurel est à l'origine de l'amélioration des soldes budgétaires dans

les deux ces pays.

Par ailleurs, d'autres mesures de la composante discrétionnaire ont été développées dans la littérature empirique. Parmi ces mesures, l'indicateur d'impulsion budgétaire proposé par Hagemann et Sartor (1990). Il est défini comme étant la différence entre le déficit courant primaire et le déficit primaire qui serait réalisé si les dépenses de l'année précédente et les recettes avaient augmenté respectivement avec le PIB potentiel et le PIB réel. L'autre mesure qui est souvent utilisée dans la littérature empirique est celle de Blanchard (1993). Ce dernier a proposé un indicateur des changements discrétionnaire qui est défini comme étant la valeur du solde primaire qui prévaut si le taux de chômage est constant d'une année à l'autre moins la valeur du solde primaire de l'année précédente. Cependant, cet indicateur va être développé par la suite par Alesina et Perotti (1996). Ces derniers vont proposer une nouvelle mesure qui tente de calculer la position budgétaire de l'Etat si le taux de chômage se maintient constant depuis l'année précédente. Le troisième indicateur est celui de Fatas et Mihov (2003). Ces derniers ont avancé que la volatilité du résidu issue de l'estimation de la fonction de réaction budgétaire peut être considérée comme une mesure proxy de la politique discrétionnaire.

Il convient de signaler que les différents indicateurs cités ci-dessus comme des mesures proxy à la composante cyclique ou à la composante discrétionnaire de la politique budgétaire ne font pas l'unanimité chez économistes. Certains économistes critiquent les méthodes de calcul de certains indicateurs, alors que d'autres soulignent que l'examen de la cyclicité de la politique budgétaire nécessitent l'étude du comportement cyclique des instruments budgétaires et non celui de l'équilibre budgétaire (Reinhart, Kaminsky et Végh (2004).

3 – Mesure de la cyclicité de la politique budgétaire.

L'examen de la littérature empirique révèle qu'il existe deux approches pour étudier le caractère cyclique de la politique budgétaire. La première met l'accent sur la corrélation entre le déficit budgétaire ou le solde budgétaire corrigé des variations cycliques et l'écart de production⁴⁴. Alors que la deuxième, analyse la relation entre les instruments de la politique budgétaire et le cycle économique⁴⁵.

S'agissant de la première approche, certains économistes trouvent que le choix du déficit budgétaire présente certaines limites. D'une part, cet indicateur est étroitement lié à la cyclicité des recettes fiscales et des dépenses liées au paiement des intérêts de la dette. D'autre part, il peut conduire à des résultats erronés concernant le comportement cyclique de la politique budgétaire. En effet, même si la politique budgétaire a été acyclique, le solde budgétaire serait excédentaire dans les phases d'expansion et déficitaire durant les phases de récession. Ce résultat peut mener l'économiste à conclure que la politique budgétaire est contra-cyclique, alors qu'en réalité, elle est acyclique.

En revanche, certaines critiques ont été formulées à l'encontre de l'utilisation du solde budgétaire lors de l'examen de la cyclicité de la politique budgétaire d'un groupe de pays. La plupart des travaux empiriques ont souligné que la politique budgétaire est contra cyclique dans les pays développés et pro-cyclique dans les pays en développement. Ce résultat ne peut être justifié que si les taux d'imposition et la consommation publique ont un comportement similaire dans les deux

⁴⁴ Parmi les travaux qui ont adopté cette approche on trouve ceux de Alesina, Campante, et Tabellini (2008), de Gavin et Perotti (1997), Alesina, Campante et Tabellini (2008) et Florence Huart (2011)

⁴⁵ La plupart des travaux récents ont adopté cette deuxième approche à cause de certaines limites de la première approche ((Reinhart, Kaminsky et Végh (2004), Talvi et Végh (2005), Ilzetki et Végh (2008).

cas. Alors que ce n'est pas le cas, les recettes fiscales sont plus pro cyclique dans les pays industriels que dans les pays en développement.

Devant les insuffisances de l'utilisation des soldes budgétaires, une deuxième approche s'est développée ces dernières années et fait l'objet de plusieurs études récentes. Elle consiste à analyser la cyclicité budgétaire en termes d'instruments budgétaires et non en termes de résultats. A ce sujet, Reinhart, Kaminsky et Végh (2004) préconisent une méthode qui se base sur l'étude de la corrélation entre les dépenses publiques ou les taux d'imposition et le cycle économique. En outre, ils présentent un cadre théorique des corrélations entre les différents indicateurs budgétaires et le cycle économique (voir tableau 1).

Tableau 1 : Corrélation théorique des indicateurs budgétaires avec le cycle économique.

	<i>Dépenses publiques</i>	<i>Taux d'imposition</i>	<i>Recettes fiscales</i>	<i>Solde primaire</i>	<i>Dépense PIB</i>	<i>Recettes fiscales</i>	<i>Solde primaire PIB</i>
<i>Contra-cyclique</i>	-	+	+	+	-	-0+	-0-
<i>Pro-cyclique</i>	+	-	-0-	-0+	-0+	-0+	-0+
<i>Acyclique</i>	0	0	+	+	-	-0±	-0+

Source : Graciela L. Kaminsky, Carmen M. Reinhart, et Carlos A. Végh (2004).

Ce cadre théorique permet de définir le comportement cyclique de la politique budgétaire comme suit :

- ✓ Une politique budgétaire est considérée contra cyclique, si les autorités budgétaires recourent à la baisse (l'augmentation) des dépenses publiques et à l'augmentation (la baisse) des taux d'imposition dans la phase d'expansion (de récession). Cette politique permet de stabiliser le cycle économique.
- ✓ Une politique budgétaire est jugée pro cyclique, si les autorités budgétaires augmentent (baissent) les dépenses publiques et baissent (augmentent) les taux d'imposition dans la phase d'expansion (de récession). Cette politique vise à renforcer le cycle économique.
- ✓ Une politique budgétaire est acyclique, si les autorités budgétaires maintiennent les dépenses et les taux d'imposition constants au cours du cycle économique.

4 - Présentation des modèles et des variables.

Pour analyser le caractère cyclique de la politique budgétaire au Maroc sur la période allant de 1980 à 2010, nous avons élaboré trois modèles. Dans le premier, nous étudierons la question de la cyclicité à travers une spécification simple qui met en relation une variable budgétaire et une variable représentant le cycle économique. Cette spécification a été suggérée par Lane (2002) et par Fatas et Mihov (2003) et a été adoptée par la suite par certains travaux empiriques. Dans le deuxième modèle, notre intérêt portera sur l'estimation d'une fonction de réaction budgétaire qui

prend en considération le problème d'endogénéité qui a été ignoré par le premier modèle⁴⁶. Ce dernier a analysé la réaction de la politique budgétaire et a écarté la possibilité d'un effet de la politique budgétaire sur le cycle économique. Quant au troisième modèle, il tentera d'examiner la réaction de la politique budgétaire face aux chocs permanents et transitoire sur la production. Cette distinction est importante, car une réaction contra cyclique face à un choc transitoire pourrait lisser le cycle économique et n'aurait pas d'implications à long terme sur la contrainte budgétaire de l'Etat. Par ailleurs, une réaction contra cyclique face à un choc défavorable permanent pourrait engendrer un déséquilibre budgétaire et pourrait même conduire à une crise.

1er modèle :

$$\Delta \log G_t = \alpha + \beta \Delta \log Y_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Avec

G_t : Dépenses publiques totales ou Dépenses hors intérêts de la dette;

Y_t : Le Pib en terme réel.

Une valeur positive de β reflète un caractère pro cyclique de la politique budgétaire, alors qu'une valeur négative signifie un comportement contra cyclique. Dans le cas où le coefficient est égale à 0, la politique budgétaire est jugée neutre.

2ème modèle :

$$G_t = \beta_0 + \beta_1 G_{t-1} + \beta_2 EP_t + \beta_3 TEND_{t-1} + \beta_4 TOT_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Avec

G_t : La variable budgétaire. En se référant aux études citées dans la littérature empirique et aux corrélations théoriques, nous retenons les dépenses publiques comme une variable qui permet de mieux étudier le caractère cyclique de la politique budgétaire. Ici, nous utilisons les dépenses hors intérêts de la dette comme dans le modèle de Talvi et Végh (2005). En effet, le service de la dette n'a pas d'impact sur la demande intérieure.

G_{t-1} : Le niveau antérieur de la variable budgétaire. Il reflète le degré d'inertie de la variable budgétaire due aux délais de la mise en place d'une nouvelle politique budgétaire.

EP_t : La composante cyclique du produit exprimé à prix constants. Cette dernière est mesurée comme l'écart relatif du produit observé par rapport à son niveau tendanciel.

$TEND_t$: Dette publique rapportée au PIB. Elle représente la contrainte de soutenabilité de la dette publique à laquelle la politique budgétaire est soumise. Cette variable a été proposée dans certains travaux tels que celui de Wyplosz (2002), de Gali et Perotti (2003), de Cimadomo (2005) et d'Adedeji et Williams (2007).

TOT_t : Termes de l'échange. Ils représentent la principale source de chocs exogènes sur les recettes et les dépenses publiques.

⁴⁶ Parmi les travaux qui ont utilisé ce type de fonction de réaction on trouve : Florence Huart (2011), S. Guillaumont Jeanneney et S. J.-A. Tapsoba (2009), Ethan Ilzetki et Carlos A. Végh (2008), Gaston K. Mpatswe, Sampawende J.-A. Tapsoba, et Robert C. York (2011).

La cyclicité de la politique budgétaire est déterminée à travers le signe et la taille du coefficient β_2 . Si ce dernier est positif (négative) la politique budgétaire est jugée pro cyclique (contra cyclique). Pour le coefficient β_1 , on s'attend qu'il soit positif et inférieur à l'unité. Quant au coefficient β_3 , un signe positif reflète un motif de stabilisation de la dette dans la conduite de la politique budgétaire.

3ème modèle :

Sur la base du modèle théorique proposé par Michel Strawczynski, Joseph Zeira, et LUISS G. Carli (2009), nous allons examiner la réaction de la politique budgétaire face aux chocs permanents et transitoires. A cet effet, nous adopterons dans un premier temps l'approche de Blanchard et Quah(1986) pour extraire les chocs d'offre (chocs permanents) et les chocs de demande de la production (chocs transitoire). Dans ce modèle SVAR, nous allons prendre en considération les restrictions proposées par la littérature empirique qui stipulent que les premiers chocs affectent la production à long terme, alors que les deuxièmes ne l'impactent pas.

Après cette première étape, nous allons vérifier la réaction des dépenses publiques au Maroc face à ces deux types de chocs à travers l'estimation du modèle suivant :

$$\Delta \log G_t = \beta_0 + \beta_1 Temp_t + \beta_2 Perm_t - 1 + \beta_3 Def_t - 1 + \beta_5 \Delta \log Pop_t - 1 \\ + \beta_6 \Delta \log Pop_{15}_t + \beta_7 \Delta \log Pop_{65}_t + \varepsilon_t$$

Dans ce modèle, on régresse les dépenses hors intérêts de la dette en termes réels sur les variables, chocs transitoires (*Temp*), chocs permanents (*Perm*), déficit budgétaire (*Def*), population totale (*Pop*), population de moins de 15 ans (*Pop15*) et population âgée de 65 ans et plus (*Pop65*).

En se référant au modèle théorique de Strawczynski, Joseph Zeira, et LUISS G. Carli (2009), le coefficient β_1 sera positif, β_4 négative, alors que les signes de β_1 et β_2 ne sont pas clairs.

Ces différents modèles cités ci-dessus seront estimé dans un premier temps avec la méthode des moindres carrés ordinaires, puis on fera recours à l'approche GMM pour corriger le biais d'endogénéité dans l'estimation de la fonction de réaction budgétaire.

I - Cyclicité de la politique budgétaire au Maroc.

Les résultats obtenus grâce à l'estimation du premier modèle (voir tableau 2) révèlent que le coefficient de corrélation entre le cycle économique et l'écart des dépenses par rapport à leur tendance de long terme est de 0.88⁴⁷. En revanche, il est à l'ordre de 0.722 dans le modèle 2 estimé par la méthode des MCO. En effet, ce résultat souligne que la politique budgétaire discrétionnaire marocaine est pro cyclique.

Autres résultats obtenus de l'estimation de la fonction budgétaire marocaine par la MCO montrent que le coefficient lié à la variable budgétaire retardé est positif, significatif et inférieur à l'unité ce qui est conforme à la littérature empirique. Cependant, il s'est avéré que le taux d'endettement et les termes de l'échange n'exercent pas un impact significatif sur les dépenses publiques.

⁴⁷ Nous avons corrigé la corrélation entre la variable dépenses publique et écart de production en estimant cette dernière avec un retard de deux.

Concernant les résultats de l'estimation avec la méthode GMM, nous constatons que le coefficient lié à l'écart de la production reste significatif et positif (0.36), mais inférieur aux coefficients trouvés dans les estimations par la méthode des MCO. Quant aux autres variables explicatives, les termes de l'échange exercent un effet positif et significatif au seuil de 10 %. Alors que, le taux d'endettement n'a pas d'impact sur les dépenses publiques.

A partir de l'estimation de ces deux modèles, nous constatons que la politique budgétaire discrétionnaire au Maroc réagit aux variations du cycle économique d'une façon pro cyclique. Ce résultat est conforme à l'hypothèse selon laquelle la politique budgétaire a un caractère pro cyclique dans les pays en développement.

Tableau 2 : Résultats des estimations.

	<i>Modèle1</i>	<i>Modèle2</i>	<i>Modèle2</i>
<i>Méthodes d'estimation</i>	<i>MCO</i>	<i>MCO</i>	<i>GMM</i>
	<i>Coefficients</i>	<i>Coefficients</i>	<i>Coefficients</i>
<i>G(-1)</i>		0.410 *	0.543 *
<i>EP</i>	0.883	0.722 *	0.360 *
<i>TEND(-1)</i>		-0.032	0.013
<i>TOT</i>		0.134	0.153 **
<i>R²</i>	0.19	0.40	0.29

*Significatif au seuil de 5%, ** significatif au seuil de 10%.

2 - Réaction budgétaire face aux chocs permanents et transitoires.

A partir de l'estimation du modèle 3 par la méthode GMM (Voir tableau 3), nous constatons que les chocs permanents affectent positivement et significativement la variation des dépenses au Maroc, mais avec une élasticité faible, tandis que les chocs transitoires les impactent négativement. Il ressort de ces résultats que les dépenses publiques réagissent d'une manière contra cyclique face aux chocs de demande, alors qu'elles ont un comportement pro cyclique, mais qui est faible, face aux chocs d'offre.

Concernant les variables de contrôle, nous remarquons que la part de la population de moins de 15 ans a un effet positif et significatif sur la variation des dépenses primaires. Ce résultat peut être expliqué par le fait que l'accroissement de cette part de la population conduira les autorités budgétaires à augmenter certains composantes des dépenses, à savoir les dépenses affectées au secteur de l'éducation et ou au secteur de la santé. L'autre variable significative est la part de la population de plus de 65 ans. Cette dernière affecte la variation des dépenses négativement. En revanche, le déficit budgétaire retardé n'a pas d'effet significatif sur la variation des dépenses.

Tableau 3: réaction budgétaire face aux chocs permanents et transitoires.

Modèle 3							
Méthode d'estimation : GMM							
	<i>PERM</i>	<i>TEMP</i>	<i>TEMP(-1)</i>	<i>DEF(-1)</i>	<i>ΔlogPOP(-1)</i>	<i>ΔlogPOP15</i>	<i>ΔlogPOP65</i>
Coefficients	0.007*	-0.011	-0.013*	0.335	-0.649	1.375*	-0.896*

*Significatif au seuil de 5%.

Il ressort des résultats de l'estimation des trois modèles que la réaction de la politique budgétaire marocaine est pro cyclique, et que sa réaction face aux chocs d'offre et de demande est conforme avec les postulats théorique du modèle de Strawczynski, Joseph Zeira, et LUISS G. Carli (2009). Toutefois, les R² de certaines modèles estimés qui sont faibles, et la méthode utilisée (GMM), nécessitent des séries longues pour avoir des estimations optimales. Pour cette raison, nous allons estimer une fonction de réaction budgétaire pour vingt pays de la région MENA dont le Maroc à l'aide des données de panel dynamique (GMM) d'Arellano et Bond sur la période allant de 1990 à 2011.

3 - Le caractère de la politique budgétaire dans la région MENA.

3 - 1 Le modèle.

A fin d'estimer la fonction de réaction budgétaire du modèle 2 pour vingt pays de la région MENA dont le Maroc nous allons adopter une démarche en données de panel dynamique (GMM) d'Arellano et Bond (1991) sur la période allant de 1990 à 2011. Ce choix est justifié par le fait que la méthode des données de panel standard ne peut pas s'appliquer dans notre cas, car elle ne fournit pas de solutions parfaites aux biais d'endogénéité et de causalité inverse.

Toutefois, l'estimation en données de panel dynamique nécessite la vérification de la validité de trois principaux tests à savoir : Le test de sur identification de Sargan qui permet de tester la validité des variables retardées comme instruments, le test d'autocorrélation d'Arellano et Bond où l'hypothèse nulle est l'absence d'autocorrélation de premier ordre des erreurs de l'équation en différence noté AR (1) et le test d'autocorrélation d'Arellano et Bond où l'hypothèse nulle est l'absence d'autocorrélation de second ordre des erreurs de l'équation en différence noté AR (2). Ces différents tests seront effectués dans notre estimation afin de vérifier la validité de notre modèle.

Il faut noter que nous allons apporter des modifications sur la fonction de réaction budgétaire estimée dans le modèle 2. A cet effet, nous avons remplacé les dépenses hors intérêts de la dette en terme réels par les dépenses totales déflatées par le déflateur du PIB, et cela revient à la non disponibilité des données pour la première variable pour l'ensemble des pays de la région MENE. La deuxième modification a affecté la variable représentant le cycle économique. Nous avons remplacé l'écart de production par la croissance économique et garder les termes de l'échanges et le taux d'endettement comme des variables de contrôle⁴⁸.

⁴⁸ Cette variable a été utilisée au niveau de certaines études (par ex : Gaston K. Mpatswe, Sampawende J.-A. Tapsoba, et Robert C. York (2011).

3 - 2 Résultats et interprétations.

D'après les résultats de l'estimation, le coefficient de la variable représentant le cycle (CR) est positif et significatif au seuil de 10%. Ce résultat montre que la politique budgétaire dans les pays de la région MENA a un caractère pro cyclique. Cette conclusion est conforme avec celle trouvée lors de l'estimation des modèles 1 et 2 pour cas du Maroc.

En ce qui concerne les autres variables du modèle, nous constatons que le coefficient de la variable budgétaire retardé est positif, significatif et inférieur à l'unité, ce qui est conforme avec l'intuition économique. Quant au taux d'endettement, il est cette fois-ci négatif et significativement différent de 0. Ce qui explique l'instabilité de la dette dans la conduite de la politique budgétaire dans cette région. Par ailleurs, le coefficient de la variable termes de l'échange est positif et statistiquement significatif.

Tableau 4 : Résultats de l'estimation des données de panel dynamique (GMM).

<i>Modèle 4</i>				
<i>Méthode d'estimation : Données de panel dynamique</i>				
	<i>CR</i>	<i>DEP(-1)</i>	<i>TEND(-1)</i>	<i>TOT</i>
<i>Coefficients</i>	<i>0.165**</i>	<i>0.602*</i>	<i>-0.082*</i>	<i>0.051*</i>

*Significatif au seuil de 5% , ** significatif au seuil de 10%.

Il faut noter que dans notre estimation, l'ensemble des instruments utilisés semblent valides. Le test de Sargan nous conduit à accepter systématiquement l'hypothèse de validité des instruments retenus. En outre, l'hypothèse d'autocorrélation de second ordre est toujours rejetée (Voir tableau 5).

Tableau 5 : Tests de validité du modèle.

	Le test d'autocorrélation d'Arellano et Bond		
	Order	Z	Prob > Z
Chi2 (69 = 71.17542	1	-4.0852	0.0000
Prob > Chi2 = 0,4052	2	0.36293	0.7167

Conclusion.

Les résultats de l'étude empirique ont démontré que la politique budgétaire s'avère pro cyclique au Maroc ainsi que dans les pays de la région MENA. Autrement dit, les autorités budgétaires dans ces pays adoptent une politique budgétaire restrictive en période de récession et une politique expansive en période d'expansion. Ces résultats confirment l'hypothèse selon laquelle la politique budgétaire tend à être pro- cyclique dans les pays en développement et contra cyclique dans les pays développés.

De plus, ils ont conclu que la politique budgétaire marocaine réagit différemment aux chocs d'offre et de demande. En effet, elle réagit d'une façon contra cyclique face aux premiers chocs et d'une manière pro cyclique face aux deuxièmes.

Cependant, ces conclusions dépendent dans une large mesure des modèles choisis (MCO, GMM), des variables retenues dans les estimations et de la taille de l'échantillon. Ainsi, le choix d'une autre mesure de la variable budgétaire, ou l'utilisation d'un autre modèle économétrique et ou l'élargissement de la taille l'échantillon pourraient être utile pour le développement de cette étude empirique.

En effet, l'utilisation du taux d'imposition comme variable proxy de la politique budgétaire, ou l'étude du caractère cyclique des différentes composantes des dépenses publiques pourraient aider à bien approfondir l'analyse de la cyclicité budgétaire. De plus, le recours à de nouvelles méthodes économétrique (Times Varying parameters SVAR) qui permettent d'estimer un paramètre de cyclicité budgétaire variant dans le temps pourrait servir à l'évaluation de l'action des autorités budgétaire d'une période à l'autre.

Par ailleurs, l'examen des facteurs explicatifs de la cyclicité budgétaire serait d'une grande utilité, car il permettrait de déterminer les principales causes qui sont à l'origine de la pro cyclicité budgétaire dans les pays en développement. Des facteurs qui peuvent être liés à la qualité de leurs institutions, aux contraintes financières auxquelles ils sont soumis et aux inégalités de revenu.

BIBLIOGRAPHIE

- Alesina, A., Tabellini, G. et Campante F, "Why is fiscal policy often procyclical?", in *Journal of the European Economic Association*, MIT Press, Vol 6, No 5, pp 1006-1036, 2008
- Alberto Alesina et Guido Tabellini, "Why is fiscal policy often procyclical ?", in Harvard Institute of Economic Research Working Papers, n°: 2090, 2005.
- Barro R, "On the determination of Public Debt", in *Journal of Political Economy*, n°: 87, 1979, pp 240-271.
- Blanchard O. et Quah. D. "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances", in *The American Economic Review*, vol. 79, no 4, 1989, pp 655-673.
- Blanchard O. et R. Perotti, "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output", in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, n°: 1329-1368, 2002.
- Fatas et Mihov, "Fiscal policy and business cycles: an empirical investigation", in mimeo, INSEAD, 2000.
- Florence Huart, "Les politiques budgétaires sont-elles contra-cycliques dans la zone euro ? ", in *Revue de l'OFCE*, n°: 116, 2011, pp 149-172.
- Gali J. et R. Perotti, "Fiscal policy and monetary integration in Europe", in *Economic Policy*, vol 18, 2003, pp 533-572.
- Gavin M. et R. Perotti, "Fiscal policy in Latin America", in *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 12, 1997, pp 11-71.
- Gali Jordi, "Government Size and Macroeconomic Stability". in *European Economic Review*. Vol. 38, No. 1, 1994, pp 117-32.
- Girouard, N. et C. André "Measuring Cyclically-adjusted Budget Balances for OECD Countries", in *OECD Economics Department Working Papers*, n°: 434, 2005.
- Graciela L. Kaminsky, Carmen M. Reinhart, Carlos A. Vegh "When it Rains, it Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies", in *NBER Working Paper* n°: 10780, 2004.
- Iizetzki, E. et C.A. Vegh "Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries: Truth or Fiction?", in *NBER Working Paper*, n°: 14191, 2009.
- Lane, P.R. "The Cyclical Behaviour of Fiscal Policy: Evidence from the OECD", in *Journal of Public Economics*, Vol. 87, 2003.
- Lee, Y. et T. Sung (2007), "Fiscal Policy, Business Cycles and Economic Stabilisation: Evidence from Industrialized and Developing Countries", in *Fiscal Studies*, Vol. 28, n°: 4, 2007.
- S. Guillaumont Jeanneney et S.J-A. "Tapsoba Pro cyclicité de la politique budgétaire et surveillance multilatérale dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine", in *Revue africaine de développement*, vol 23, 2011, pp 172-189.
- Strawczynski, M. et J. Zeira "Cyclical Policy: Permanent and Transitory Shocks". *CEPR Discussion Paper*, n°: 7271, 2009.
- Strawczynski, M. & Zeira, J. "Cyclical Policy in Israel.", in *Israel Economic Review*, Vol 5, No 1, 2007, pp 47-66.
- Talvi E., et Vegh C "Tax base variability and procyclical fiscal policy", in *Journal of Economic Development*, n° 78, 2005, pp 156-190.

Infrastructures et Croissance au Maroc : d'une analyse nationale vers une analyse régionale

Mlle Hajar BENABDESSELAM⁴⁹

Encadré Par :
Mme Afifa HAKAM

Résumé:

Notre étude est consacrée à l'estimation de modèles de croissance endogène, permettant de mesurer l'impact des investissements en infrastructures (agrégés et désagrégés) sur la croissance économique au Maroc.

A partir d'une synthèse des différents travaux empiriques existants, basés sur des modélisations de fonction de production de type Cobb-Douglas, nous allons élaborer notre modèle pour le cas marocain, en tenant compte des données disponibles. Nous introduisons à cette occasion un indicateur agrégé d'infrastructures à partir de l'analyse en composantes principales de plusieurs indicateurs d'infrastructures physiques, sociales et financières.

Les résultats économétriques obtenus, permettront de mettre en évidence l'effet des infrastructures sur la croissance, à un niveau national, et ouvriront la voie à d'autres études à un niveau régional.

Summary:

Our study is devoted to the estimation of endogenous growth models to measure the impact of infrastructure investment (aggregated and disaggregated) on economic growth in Morocco. From a synthesis of the various existing empirical work, based on models of production function Cobb-Douglas, we will develop our model for the Moroccan case, taking into account the available data. We introduce an aggregate indicator of infrastructures from the principal component analysis of several indicators of physical, social and financial infrastructures.

The econometric results obtained, will highlight the impact of infrastructure on growth at a national level, and let us continue our study to other studies on a regional level.

Mots clés : *infrastructures, Cobb-Douglas, indice composite, éducation, santé, transport, énergie, TIC, agriculture, secteur financier.*

Keywords: *infrastructures, Cobb-Douglas, aggregate indicator, education, health, transport, energy, information and communication technologies, agriculture, financial sector.*

Classification JEL: H54, H44, C23, C33, O47, R11

⁴⁹ *Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales de Rabat – Agdal.
E-mail : hajar_ben2004@hotmail.com*

Introduction :

L'investissement public en infrastructures est davantage appréhendé comme un facteur d'amélioration des performances productives et de l'investissement du secteur privé. Il contribue à ce titre à la croissance par le renforcement du côté de l'offre de l'économie⁵⁰. Cette conclusion de cap est due en particulier aux travaux d'Aschauer (1989) qui a mis en évidence à travers l'estimation d'une fonction de production élargie au capital public le rôle de celui-ci dans le ralentissement de la productivité américaine à partir des années 70.

Les travaux de cet auteur concluent à une forte contribution du capital public à la production et à la croissance. Les estimations de cet auteur menées sur séries chronologiques américaines conduisent à retenir une élasticité de la production privée par rapport au capital public de l'ordre de 39%, supérieure à celle du capital privé. Dès lors, le ralentissement de la productivité observé aux Etats Unis proviendrait principalement de la diminution des efforts publics d'investissement.

Sur la base de ces résultats, les nouveaux modèles de croissance ont rapidement pris en compte les dépenses publiques comme un facteur de croissance économique auto-entretenu de productivité et de croissance à long terme (Barro, 1990).

Comment peut-on mesurer l'impact des investissements en infrastructures par secteur sur la production nationale ?

Dans cet article, il s'agit de présenter en premier lieu une synthèse de la littérature théorique et empirique sur le sujet de l'impact des dépenses publiques en infrastructures (agrégées et désagrégées) sur la croissance économique.

Dans un second lieu, il sera mis en évidence, à travers la construction de modèles empiriques, l'effet des investissements en infrastructures par secteur sur la production nationale en passant d'une analyse agrégée vers une analyse désagrégée.

Les résultats de l'étude permettront de percevoir la nécessité d'une politique bien ciblée et orientée vers les secteurs infrastructurels les plus productifs et ouvriront la voie à des études comparatives à un niveau régional.

I-FONDEMENTS THEORIQUES ET ETUDES EMPIRIQUES DE LA RELATION « INFRASTRUCTURES – CROISSANCE ECONOMIQUE » :

Le concept d'infrastructures renvoie généralement au capital physique ayant le caractère de bien public partiel rassemblant essentiellement la notion de non rivalité (un bien est qualifié de non rival si son utilisation par un agent ne réduit pas la quantité disponible pour les autres agents) ou plus rarement de non exclusion (aucun agent ne peut être exclu des bénéfices que lui présente le service).

Ces caractéristiques ont fait que l'Etat ait été pendant longtemps le principal fournisseur des services d'infrastructures. La conviction de la nécessité de l'intervention étatique demeure très importante et ce, considérant les caractéristiques même des biens fournis par les infrastructures. Ces biens se distinguent, tout d'abord, par le fait qu'ils ne peuvent pas être assurés par le marché seul. «Il existe, en effet, des biens très demandés par les consommateurs, que le marché ne peut pas ou ne

⁵⁰ *Les investissements publics financent des biens publics purs -facteurs de croissance - qui engendrent des rendements d'échelle croissants à long terme*

doit pas –dans l'intérêt même des consommateurs– fournir seul, des biens pour lesquels le marché tombe en panne » (Perrot et Chatelus, 2000). Ensuite, en raison de leur impact social élevé, on s'attend à ce que les gouvernements assurent, à un certain degré, un accès minimum aux services de base à toutes les catégories de leurs populations, indépendamment de leur capacité de payer (accès à l'eau, aux soins de santé, à l'éducation...).

En outre, les investissements dans ce type de projets nécessitent la mobilisation d'une quantité élevée de capital sur une longue durée, ce qui n'attire pas le privé et ne permet donc pas l'instauration d'un véritable marché concurrentiel. Par ailleurs, la présence de services en réseau (comme par exemple l'eau, l'énergie, l'assainissement...) fait que l'infrastructure provoque des monopoles naturels. Les économies qu'elle induit ne deviennent possibles que s'il y a seulement un seul fournisseur plutôt que plusieurs petits fournisseurs qui, pris individuellement, ne peuvent pas réaliser les économies d'échelle en raison des coûts élevés de capital fixe que nécessite l'investissement (Grimsey et Lewis, 2004).

L'intervention publique est donc nécessaire. Elle s'effectue par le biais des dépenses publiques en capital.

Néanmoins, durant les deux dernières décennies, on assista à un mouvement mondial vers la déréglementation et la privatisation.

Indépendamment de l'intervenant, les infrastructures jouent un rôle considérable dans le développement de tout pays, puisqu'il s'agit de fournir les services essentiels dont la population a besoin pour jouir des conditions de vie élémentaires. L'approvisionnement en eau, l'assainissement, l'électricité, les routes, les télécommunications... sont des services qui permettent, entre autres, d'améliorer la santé publique, l'accès à l'éducation et la participation à la vie économique.

Les infrastructures sont, en somme, le moteur de la croissance économique d'un pays.

I- L'impact des dépenses publiques en infrastructures sur la croissance économique :

Certaines dépenses publiques, notamment les investissements publics en infrastructures, génèrent des externalités qui améliorent la productivité des facteurs privés et peuvent de ce fait soutenir la croissance économique (Blejer et Khan, 1984 ; Aschauer, 1989 ; Tanzi et Zee, 1997).

Le développement des nouvelles théories de la croissance réaffirme le rôle du capital public dans la dynamique économique (Barro, 1990).

Dans le modèle de Barro, l'économie est caractérisée par une fonction de production incorporant le capital privé et le capital public sous forme d'infrastructures. Les dépenses publiques financent des biens publics purs en complément des dépenses privées.

La contribution du secteur public à la croissance économique s'effectue par le canal des dépenses publiques en capital (infrastructures d'éducation, de transport, de recherche-développement, de communication...). Barro explique l'effet cumulatif des dépenses d'infrastructures par le fait qu'elles assurent l'augmentation de la croissance qui induit un accroissement des recettes publiques, source de croissance. Les infrastructures publiques constituent pour cet économiste, un facteur de croissance qui engendre des rendements d'échelle croissants à long terme en raison des économies

internes qu'elles permettent pour les producteurs privés.

L'existence de rendements croissants du capital est bien expliquée en ce qui concerne les investissements en infrastructures. Ces dernières appellent d'abord des politiques publiques susceptibles, en période de contraction de l'activité ou de sous-production par rapport au potentiel de l'économie, d'avoir un impact keynésien⁵¹ en créant des emplois et en exerçant un effet contracyclique positif. Elles réduisent les coûts de transaction et facilitent les échanges commerciaux entre et à l'intérieur des frontières. Elles permettent aux acteurs économiques de répondre à de nouvelles demandes, dans de nouveaux lieux. Elles abaissent le coût des intrants nécessaires à la production de presque tous les biens et services. Elles rendent profitables des activités non rentables et plus profitables encore les activités déjà existantes. Les théoriciens de la croissance endogène préconisent d'ailleurs que ces dépenses soient maintenues même en situation de conjoncture difficile.

Ces arguments théoriques révèlent l'existence d'un lien étroit entre les investissements réalisés dans l'infrastructure et la productivité économique.

Cependant, ce n'est qu'à la fin des années 80 que les économistes ont commencé à élaborer des mesures quantitatives de ce lien en construisant des modèles macro-économétriques.

En 1989, David Aschauer a provoqué un élan considérable pour les décideurs politiques. Il a montré que le déclin de la productivité américaine dans les années 1970 était lié en grande partie à la baisse du taux d'investissement en capital public. Son modèle est construit à partir d'une fonction de production (Cobb-Douglas, données en Log) dont les facteurs sont le capital privé, le capital public non militaire et l'emploi, auxquels il ajoute un trend et le taux d'utilisation des capacités de production afin de prendre en compte les variations conjoncturelles.

En effet, Aschauer ajoute aux intrants habituels d'une fonction de production une variable (S) qui permet de mesurer les réserves de capital destinées aux infrastructures publiques (ou stock de capital public).

À l'aide de séries chronologiques, il a pu estimer la fonction de production globale suivante :

$$Y = A K^{\alpha} L^{\beta} S^{\gamma} \quad (1)$$

Où Y représente le niveau de production américaine du secteur privé. K est le stock de capital privé, L le travail et S le stock de capital public non militaire. Cette dernière variable comprend toutes les dépenses en infrastructures (d'éducation, de santé, de transport, d'eau et d'électricité...).

Certains auteurs utilisent une définition plus restreinte de la variable S qui est axée, par exemple, uniquement sur les infrastructures routières. La variable S utilisée ici renvoie à des dépenses publiques en infrastructures au sens large.

51 Les dépenses de l'Etat augmentent les revenus des ménages, soit directement lorsqu'elles correspondent aux salaires des fonctionnaires, soit indirectement par l'intermédiaire de la production lorsque les dépenses correspondent à des achats de biens et services. Les recettes de l'Etat correspondent principalement aux impôts et taxes, elles viennent en réduction du revenu des ménages. Le déficit des administrations correspond donc à l'excès du revenu des ménages résultant des effets opposés des dépenses et des recettes publiques, il joue alors un rôle analogue à l'investissement net dans le mécanisme du multiplicateur keynésien. C'est cet impact sur la relance de l'activité qui est présentée comme la principale motivation des politiques dites keynéennes.

Les paramètres A , α , β et γ sont estimés à l'aide d'une technique de régression multiple conventionnelle. La forme fonctionnelle retenue à l'équation (1) correspond à une production de type Cobb-Douglas, laquelle permet aux intrants d'être des substituts de production. Les paramètres de la relation (1) représentent l'élasticité de l'output par rapport aux différents facteurs de production.

De nombreux auteurs ont tenté de déterminer la valeur de γ , soit l'élasticité de l'output par rapport au stock d'infrastructures, et arrivent à des résultats différents. Le tableau 1 en annexes résume ces résultats.

Ces valeurs varient principalement pour les raisons suivantes :

- la définition géographique des données utilisées pour l'estimation;
- la technique économétrique retenue pour tenir compte de l'aspect chronologique des données;
- la définition du stock d'infrastructures publiques.

Munnell (1990) recourt aux données de séries chronologiques agrégées et à une fonction de production Cobb-Douglas en supposant des rendements d'échelle constants pour tous les intrants. Mais, au lieu du ratio production/capital privé, l'auteur utilise la productivité du travail (c'est-à-dire le ratio production/travail) comme variable dépendante. Elle confirme le résultat d'Aschauer selon lequel le capital public occupe une place importante dans la fonction production⁵².

Toutefois, la vraisemblance et la rigueur des résultats d'Aschauer et des études apparentées ont fait l'objet d'un nombre important de travaux critiques.

Une première critique a concerné la non stationnarité des séries rentrant dans la fonction de production (Tatom, 1991a et 1993a). Une solution adoptée par plusieurs auteurs a alors consisté à mener des estimations en différences premières. Tatom (1991a), Hulten et Schwab (1991a), Sturm et Haan (1994), Ford et Poret (1991) notamment - toujours sur séries chronologiques - remettent ainsi en cause les résultats d'Aschauer. Leurs estimations ne sont, néanmoins, pas beaucoup plus convaincantes. Leurs résultats sont, en effet, très sensibles aux spécifications retenues - de la fonction de production ou de l'agrégat de capital public notamment - et les élasticités des autres facteurs de production sont loin d'être satisfaisantes.

En outre, comme le souligne Munnell (1992), il n'y a pas de raisons de préférer des estimations en différences premières, dans la mesure où ce procédé efface l'éventuelle relation de long terme entre capital public et production privée. De façon idéale, cette relation de long terme devrait être estimée par des techniques de cointégration.

Une seconde série de critiques touche la possible endogénéité de la variable « infrastructures ». Selon la loi de Wagner, c'est le développement économique et la croissance qui sont à l'origine d'une augmentation des dépenses de l'État. Cette augmentation serait, notamment, liée à une demande accrue de services publics et à des ressources financières plus importantes de l'État. Il existerait ainsi une causalité inversée ou une double causalité entre infrastructures et croissance, qui occasionnerait un biais de simultanéité lors de l'estimation de la fonction de production élargie.

Plusieurs auteurs se sont attachés à répondre à la question de l'endogénéité des dépenses et de l'investissement publics, dans des travaux le plus souvent en données de panel. La thèse de la

⁵² Les études de Munnell conduisent à retenir une élasticité de l'ordre de 15% de la production américaine par rapport au stock de capital public.

causalité inversée est validée par Ahsan, Kwan et Sahni (1989 et 1992), Tatom (1993a) pour les Etats-Unis et Conte et Darrat (1988) pour un échantillon de 10 pays de l'OCDE. L'indicateur testé - à savoir les dépenses publiques agrégées - ne peut néanmoins être considéré comme une proxy satisfaisante des infrastructures. De façon plus convaincante, Eberts et Forgy (1987) font apparaître une causalité bidirectionnelle entre investissement public et croissance. De même que Dessus et Herrera (1996), qui arrivent à la même conclusion pour un échantillon de 28 pays en développement et en introduisant un agrégat de capital public. De leur côté, Holtz-Eakin et Schwartz (1995) montrent pour les Etats-Unis une causalité non ambiguë des infrastructures routières sur la croissance.

La possible endogénéité des investissements publics demande la mise en œuvre de techniques économétriques appropriées. Des estimations en doubles moindres carrés instrumentant la variable « infrastructures » ont donné des résultats variés. A la suite d'Aschauer (1989c) - qui avait vérifié de la sorte la robustesse de ses estimations - Duffy-Deno et Eberts (1989) trouvent une élasticité du capital public de 0.08 pour les Etats-Unis (une augmentation de 100% du capital public augmenterait la production de 8%). Dans le cadre d'estimations sur données de panel - toujours pour les Etats-Unis - Fay (1993) valide l'impact positif des infrastructures d'électricité, Canning et Fay (1993) celui de transports. Garcia-Mila et alii (1996) signalent le rôle des routes et des installations sanitaires et Evan et Karras (1994) de l'éducation. De leur côté, Nagaraj, Varoudakis et Véganzonès (2000) montrent la robustesse de leurs estimations en doubles moindres carrés, pour un indicateur agrégé d'infrastructures physiques, sociales et économiques, dans le cas des Etats de l'Inde.

En revanche, l'utilisation - soutenue par Holtz-Eakin (1994) - de variables instrumentales dans le cadre de diverses techniques économétriques pour les Etats américains, fait disparaître l'impact positif obtenu pour des estimations en niveau de la variable de capital public⁵³.

L'effet des infrastructures sur la croissance économique peut être analysé à un niveau agrégé (ce qui ressort des travaux de plusieurs auteurs qui construisent un indicateur agrégé d'infrastructures (Véganzonès...)) ou à un niveau désagrégé (infrastructures physiques, sociales et économiques).

La partie qui suit analysera comment chaque catégorie d'infrastructures pourrait (selon la théorie et les études empiriques) contribuer à la croissance économique d'un pays.

2- Les effets de chaque catégorie d'infrastructures sur la croissance économique :

En 1965, Hansen fut le premier à proposer une classification précise des infrastructures. Il distingue les « infrastructures sociales », dont la fonction est d'entretenir et de développer le capital humain (en l'occurrence l'éducation et les services sociaux ainsi que la santé) et les « infrastructures physiques » qui participent au processus productif (notamment les routes, les autoroutes, les ponts, les voies ferrées...).

A ces deux catégories d'infrastructures, s'ajoutent les infrastructures économiques (notamment les infrastructures financières), qui reflètent l'importance particulière du système financier dans les efforts de développement et de croissance pour les différentes économies du monde.

⁵³ Cité dans l'article « *Infrastructures, investissement et croissance : un bilan de dix années de recherches* » de Marie Ange VEGANZONES

Cette importance a fait que l'Etat a été pendant longtemps le principal fournisseur des services d'infrastructures. Néanmoins, durant les deux dernières décennies, on assiste à un mouvement mondial vers la déréglementation et la privatisation des investissements publics.

Indépendamment de l'intervenant, les infrastructures jouent un rôle considérable dans le développement de tout pays, puisqu'il s'agit de fournir les services essentiels dont la population a besoin pour jouir des conditions élémentaires de vie.

Comment chacune de ces catégories d'infrastructures favorise-t-elle, dans la littérature existante, la croissance économique ?

Concernant les infrastructures sociales⁵⁴, les économistes ayant analysé les effets des **infrastructures éducatives** sur la croissance économique, font apparaître l'existence de liens solides entre l'investissement permettant de mieux adapter les locaux aux besoins de l'enseignement et l'amélioration du niveau des élèves. Les études montrent que ces investissements auront à l'avenir des retombées économiques ultérieures pour l'ensemble de la collectivité grâce à l'augmentation attendue des gains futurs. De plus, une augmentation des dépenses en matière d'infrastructures éducatives se traduit par une augmentation du PIB.

De sa part, la Banque Mondiale soutient que les investissements concernant les infrastructures scolaires et sociales contribuent à la réduction des sureffectifs, à l'amélioration de l'hygiène et de la sécurité dans les écoles, à l'accès aux soins de santé primaires, et, à un moindre degré, à l'accès aux ressources de production. Ces investissements ont ainsi créé des conditions propices à un enseignement de qualité et concouru ainsi à la formation du capital humain, élément déterminant de la prospérité économique, du plein emploi et de la cohésion sociale. Pour ce qui est de la remise en état et l'équipement des établissements scolaires hors université, l'élimination des risques matériels pour les occupants des écoles endommagées, la diminution des frais liés aux services collectifs et à l'entretien et la contribution à la réduction de la pauvreté ne sont que quelques unes des retombées spécifiques des investissements liés à la remise en état. Tous ces résultats contrastent cependant avec ceux obtenus dans la plupart des pays en développement.

Les études montrent que l'Etat devrait investir davantage dans la construction des écoles en zone rurale afin d'assurer l'accès de tous aux services d'éducation et éventuellement de santé, plutôt que d'investir dans des programmes ciblés plus coûteux, qui ne bénéficient pas aux pauvres. Elles soulignent que la cohérence et la coordination doivent être des nécessités absolues, afin d'éviter de construire des écoles qui resteront sans professeurs et des dispensaires qui ne pourront être approvisionnés en médicaments.

Quant aux études examinant le lien entre **santé et croissance**, elles indiquent que le développement des infrastructures hospitalières fait reculer la mortalité infantile entraînant une augmentation de l'espérance de vie des populations.

D'importantes études tendent à montrer que l'état de santé des individus est un facteur déterminant de la productivité. L'un des obstacles au développement de la productivité des adultes en Afrique reste leur mauvais état de santé dû généralement au manque de soins préliminaires.

⁵⁴ Les infrastructures sociales regroupent les infrastructures éducatives et les services sociaux ainsi que les infrastructures sanitaires.

Selon plusieurs auteurs, au moins un tiers des gains de productivité réalisés en Europe occidentale au cours des derniers siècles est imputable à l'amélioration de la santé et de la nutrition qui passe par les services rendus aux individus.

Cependant, malgré l'importance des externalités liées au développement des infrastructures sociales, ce facteur n'a pas fait preuve d'une grande attention dans la modélisation. Rares sont les auteurs ayant tenté de le faire par le recours à certains indicateurs comme le nombre moyen d'années d'études de la population ou la mortalité infantile qui sont des variables plus précises du capital humain.

Le système financier, représentant **les infrastructures économiques**, revêt une importance toute particulière dans les efforts de développement et de croissance pour les différentes économies du monde, quels que soient leur emplacement géographique, leur degré d'industrialisation et le cadre temporel. C'est un constat que de nombreux économistes s'accordent à admettre, en se basant sur des études aussi bien théoriques qu'empiriques.

Depuis le 18ème siècle, le rôle que joue l'épargne dans l'accumulation du capital a été mis en évidence par Adam Smith en 1776, qui affirme que celle-ci permet de développer l'industrie d'un pays. « Toute augmentation ou diminution dans la masse des capitaux tend naturellement à augmenter ou à diminuer réellement la somme de l'industrie, le nombre de gens productifs, et par conséquent la valeur échangeable du produit annuel des terres et du travail du pays, la richesse et le revenu réel de tous ses habitants »⁵⁵.

D'autres auteurs, en l'occurrence Schumpeter (1912), mettent l'accent sur le rôle primordial des banquiers qui, par leur ciblage et le financement des entrepreneurs, encouragent l'innovation technologique, l'accumulation du capital et stimulent ainsi la croissance économique. Ainsi, le développement financier stimule la croissance à travers l'accroissement du taux d'investissement et à travers l'allocation du capital aux projets les plus productifs.

A la suite de la crise des années 30, Keynes explique que par le biais du taux d'intérêt, le système financier peut contribuer à la croissance économique. Il montre qu'une augmentation de la masse monétaire dans une économie engendre la baisse du taux d'intérêt⁵⁶, encourageant les investisseurs, a une incidence directe sur l'emploi, la production et donc le développement et la croissance de l'économie.

Partant de cette idée, les économies du monde entier ont essayé, depuis la parution de « La Théorie Générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie, John Maynard Keynes, 1936 », de tirer profit des potentialités que représente le système financier, en essayant de trouver les meilleures dispositions afin d'optimiser son usage dans les efforts de développement.

Quant aux **infrastructures physiques**⁵⁷, elles jouent un double rôle en faveur du développement : d'abord comme facteur de production par la diminution des coûts et l'augmentation du niveau de services d'infrastructures offerts, ensuite comme services de base dont certains sont considérés comme fondamentaux.

⁵⁵ Adam Smith, *An inquiry into the Nature and the causes of the Wealth of Nations*, 1776 (*Recherche sur la nature et les causes de la richesse des nations*, *Economica*, 2000)

⁵⁶ Le taux d'intérêt doit être inférieur à l'efficacité marginale du capital

⁵⁷ Les infrastructures physiques peuvent être regroupées en quatre secteurs: le transport, les TIC (Technologies de l'Information et des Communications), l'énergie et le secteur agricole.

Les infrastructures de transport ont des avantages « primaires » qui sont : les diminutions des coûts de transport, les améliorations de l'accessibilité (raccourcissement des temps de déplacement, éviter l'enclavement et la marginalisation) et les augmentations de débit (volume de trafic). A ces avantages s'ajoutent aussi l'amélioration de la sécurité, la réduction des émissions polluantes ou encore le renforcement de l'inter-modalité.

A un niveau plus indirect, les avantages sont formés par les externalités du système de transport sur les autres marchés. Ces externalités sont le lien entre les avantages primaires et la croissance économique. Ce sont les véritables arguments en faveur de l'hypothèse d'une croissance endogène soutenue par les infrastructures de transport. Le niveau de ces externalités, de même que leur répartition dans le temps et dans l'espace, influent sur l'ampleur de la croissance économique.

De ce fait, l'amélioration du système de transport contribue au développement économique en augmentant la taille (et l'efficacité) du marché de travail.

Du point de vue des marchés de biens et services, l'avantage est double. Au sein de la même entreprise, la proximité géographique permet une amélioration des processus de production : stratégies de flux tendu, gains sur les stockages, économies d'échelle... Elle ouvre aussi à des options stratégiques : recentrage, concentration, partenariat... Mais surtout, l'intensification de la concurrence, même imparfaite, peut suffire à briser des monopoles et à mettre fin à des comportements monopolistiques.

Quant aux effets macroéconomiques des **infrastructures liées aux TIC**, certains pays en voie de développement considèrent qu'une adoption massive des ces dernières peut permettre un rattrapage « accéléré » des pays industrialisés. Les TIC pourraient être à l'origine d'une modification de leur rythme de croissance et d'une meilleure insertion dans la division internationale du travail. L'irruption de nouvelles technologies peut en effet permettre l'ouverture de « fenêtres » de spécialisation pour les pays à faible niveau de développement. Des opportunités nouvelles peuvent être saisies comme en témoigne la percée de la Chine dans l'industrie des ordinateurs et de l'Inde en matière de logiciels.

Plusieurs pays ont entrepris des réformes importantes afin de faciliter la diffusion des TIC dans leur économie. Les institutions multilatérales chargées du développement semblent appuyer fortement ces politiques.

De sa part, le **développement agricole** représente un potentiel significatif pour contribuer à la réduction de la pauvreté à l'échelle nationale, par des effets directs sur les revenus agricoles et l'emploi et des effets indirects sur la croissance économique globale, aussi bien que son impact sur les prix des denrées alimentaires.

En effet, la première littérature sur le développement considère que dans le développement économique l'agriculture avait un rôle de soutien aux secteurs industriels – assurant un approvisionnement en nourriture bon marché pour les ouvriers dans les secteurs industriels, (Lewis 1954). Depuis les années 1960, un rôle plus actif de l'agriculture comme force d'entraînement de la croissance économique globale fut reconnu et souligné notamment par Johnston et Mellor (1961), Schultz (1964) et Mellor (1966). Une grande partie de l'agriculture de subsistance et de semi-subsistance a été réalisée grâce à l'adoption d'une nouvelle technologie, à des investissements dans l'infrastructure et les marchés ruraux et à la conception et l'exécution de politiques appropriées.

Ce changement a permis un accroissement de la productivité de la terre et du travail, une augmentation des revenus des agriculteurs et des ouvriers agricoles, et un meilleur pouvoir d'achat des consommateurs. Les prix bas de denrées alimentaires rendus possibles par des coûts unitaires de production plus faibles ont contribué à des salaires plus bas dans les secteurs non agricoles tout en facilitant ainsi la croissance industrielle. La croissance agricole contribue également à l'activité économique via les intrants, la transformation, la distribution et l'industrie de stockage, produisant des effets multiplicateurs au-delà de l'agriculture. En outre, des revenus agricoles plus élevés induisent une élévation de la demande des marchandises et des services produits dans d'autres secteurs (Hazell et Röell 1983).

Plusieurs processus sont nécessaires pour une croissance rapide de la production alimentaire et de l'économie de façon globale dans les zones rurales pauvres. Techniques, infrastructures et interventions de marché contribuent à la croissance agricole pro-pauvre à chaque phase du développement. Les interventions de base (telles que les infrastructures) pour établir des conditions meilleures pour des technologies de production intensives. Voir le processus en annexes (Figure 1).

Enfin, l'analyse de la relation entre la **consommation d'énergie et la croissance économique** revêt un caractère de plus en plus important puisque les principales sources d'énergies potentielles sont tarissables.

Pour Percebois (2000) le contenu énergétique de la richesse intérieure d'un pays est principalement influencé par des variables liées à la structure productive, à la technologie et aux infrastructures utilisées, au climat, à la réglementation en vigueur et au prix directeur de l'énergie.

Plusieurs économistes de l'énergie arrivent à la conclusion que la consommation d'énergie et le PIB progressent au même rythme suivant la loi dite de « l'élasticité unitaire ».

Au-delà de l'élasticité par rapport au PIB, le lien entre la consommation d'énergie et la croissance économique a été appréhendé à travers des fonctions de production (KLEM)⁵⁸ intégrant l'énergie comme facteur de production et ceci pour la bonne et simple raison qu'elle n'est jamais consommée pour elle-même, mais comme un moyen de faire fonctionner un équipement susceptible de satisfaire un besoin. Les fonctions KLEM ont suscité beaucoup d'interprétations théoriques et de vérifications empiriques de la part des économistes durant la décennie (1970 – 1980) aboutissant à deux types de conclusions dont la première prône la stricte complémentarité entre les différents facteurs, tandis que la seconde admet une substituabilité partielle voire quasi-parfaite entre les facteurs (Percebois 1989).

Il est évident qu'une bonne compréhension des mécanismes de substitution entre l'énergie et les autres facteurs de production est nécessaire pour analyser la dynamique de l'intensité énergétique ou de la demande globale d'énergie d'une économie, mais il est tout aussi important de tenir compte de ces effets de substitutions compte tenu de la rareté des différentes formes d'énergie, de l'influence des prix relatifs et de la mondialisation croissante des échanges.

Empiriquement, beaucoup d'économistes ont essayé –après le second choc pétrolier– de quantifier l'influence des variables énergétiques sur les indicateurs macroéconomiques. Kraft et Kraft (1978), dans une analyse de l'économie américaine entre 1947 et 1974, ont été les premiers à mettre en évidence l'existence d'une causalité unidirectionnelle qui montre qu'aux États Unis, c'est le produit national brut qui cause la consommation d'énergie. Cette relation laisse supposer qu'il est possible

⁵⁸ (K = capital), (L = main d'œuvre), (E = énergie), (M = matière première non énergétique)

d'envisager des politiques d'économie d'énergie sans effets négatifs sur la croissance de l'économie.

II- MISE EN EVIDENCE DE L'EFFET DES INVESTISSEMENTS EN INFRASTRUCTURES (AGREGES ET DESAGREGES) SUR LA PRODUCTION NATIONALE :

1- Objectifs visés et estimation des modèles :

Afin de mesurer l'impact des investissements en infrastructures sur la production au Maroc, nous fixons les 3 objectifs suivants :

- Le premier objectif est d'analyser l'impact des investissements en infrastructures sur la production nationale à partir de la fonction de production Cobb-Douglas suivante :

$$Y_t = A K_t^\alpha L_t^\beta S_t^\lambda$$

L'estimation de la fonction permettra de déterminer les élasticités de la production par rapport aux différents facteurs (et spécialement le stock d'infrastructures).

- Le second objectif est d'étudier les avantages comparatifs des différentes catégories d'infrastructures à promouvoir la production nationale à partir du même modèle mais en intégrant les 3 catégories d'infrastructures suivantes:

Les infrastructures sociales : comprenant « l'éducation » et « la santé » sont regroupées dans l'indicateur (composite) S1 ;

Les infrastructures physiques : comprenant les secteurs de « transport », des « TIC », de « l'énergie » et de « l'agriculture », sont regroupées dans l'indicateur (composite) S2 et;

Les infrastructures économiques : comprenant le secteur « financier » sont représentées par S3.

Les élasticités de la production par rapport à chaque variable permettront de déterminer la catégorie d'infrastructures la plus génératrice de croissance économique au Maroc.

- Le dernier objectif vise à déterminer le sens de causalité entre investissements en infrastructures et croissance économique au Maroc à travers le test de causalité au sens de Granger⁵⁹.

Pour atteindre le premier objectif (mesurer l'impact des investissements en infrastructures sur la production nationale), on va estimer la fonction de production Cobb-Douglas suivante :

$$Y_t = A K_t^\alpha L_t^\beta S_t^\lambda \text{ avec } A, K, L, \text{ et } S \text{ positifs.}$$

$$0 < \alpha < 1, 0 < \beta < 1, 0 < \delta < 1 \text{ et } 0 < \lambda < 1 \text{ et } \alpha + \beta + \delta + \lambda = 1 \text{ (Les rendements sont constants}^{60}\text{).}$$

⁵⁹ On dit qu'une variable X cause au sens de Granger une autre variable Y si les valeurs passées de X influencent significativement les valeurs futures de la variable Y. Sur le plan statistique, le test de causalité au sens de Granger revient à un test de significativité globale des coefficients associés aux valeurs passées de la variable causale dans l'équation de la variable causée.

α , β , δ et λ sont des paramètres représentant les élasticités de la production par rapport aux différents facteurs.

Les éléments de notre fonction sont définis comme suit :

- **Le progrès technique « A » (mesuré par la PTF : Productivité Totale des Facteurs) :**

On va calculer la PTF par la méthode de la comptabilité de la croissance. Les différents travaux empiriques qui la mesurent à travers cette méthode, reposent sur les modèles de Solow (1957) qui formule l'effet de la productivité sur la croissance économique à travers une fonction de production néoclassique de type Cobb-Douglas avec des rendements d'échelle constants et dans le cadre d'un marché en situation de concurrence pure et parfaite. La croissance économique dépend alors du capital physique et d'un progrès technique exogène.

Solow évalue la productivité des facteurs d'une manière résiduelle, en considérant le progrès technique comme neutre au sens de Hicks, et des rendements d'échelle constants.

- **Le stock de capital physique « K »:**

Il est calculé en utilisant la méthode de l'inventaire permanent retracée par Van Pottelsberghe (1996).

Ainsi, le stock de capital physique « K » de l'année « t » est égal à son stock en « t-1 » ajusté d'un taux de dépréciation δ plus l'investissement « I » en t :

$$K_t = K_{t-1} - \delta K_{t-1} + I_t \text{ ou encore: } K_t = I_t + (1 - \delta) K_{t-1}$$

Où I est la formation brute du capital fixe (FBCF) et le taux de dépréciation du capital (δ) est de 5 %. Ce dernier est supposé constant dans le temps et identique pour tous les pays (Hamilton, 2006).

Le stock de capital physique initial K_0 est égal à l'investissement initial I_0 divisé par la somme g du taux de croissance annuel de l'investissement I_t et du taux de dépréciation δ du capital physique : $K_0 = I_0 / (g + \delta)$

g : c'est la somme du taux de croissance annuel « d_t » de l'investissement (FBCF) à l'année t.

On peut écrire: $d_t = (FBCF_t - FBCF_{t-1}) / FBCF_{t-1}$

- **Le travail « L »:**

Cette variable décrit la quantité d'effort fourni par les employés dans le processus de production et pour laquelle, ils sont embauchés et rémunérés.

Dans notre modèle, il sera quantifié par le nombre d'employés contribuant directement ou indirectement dans le processus de production c'est-à-dire la *population active occupée*.

- **Le stock d'infrastructures « S »:**

⁶⁰ Les hypothèses les plus fréquemment retenues sont celles de rendements constants par rapport à l'ensemble des facteurs

Les dépenses publiques en infrastructures ne représentent pas une proxy satisfaisante des infrastructures (compte tenu du fait que le secteur privé participe de plus en plus dans ces investissements soit directement soit à travers des concessions). C'est la raison pour laquelle on va construire un indice agrégé d'infrastructures calculé comme une moyenne pondérée des composantes principales de divers indicateurs de base d'infrastructures. Cette méthode permet de pallier les problèmes de multicollinéarité liés à la présence d'un grand nombre d'indicateurs potentiellement colinéaires.

« S » représentera donc l'indicateur composite⁶¹ des infrastructures de base.

La méthodologie de construction de l'indicateur composite comporte cinq étapes essentielles :

Etape 1 : La sélection d'indicateurs pertinents

Les variables représentatives de chaque secteur infrastructurel sont les suivantes:

- * *Le secteur de l'éducation* (représenté par le nombre d'établissements primaires publics) et :
- * *Le secteur de la santé* (représenté par le nombre de lits d'hôpitaux pour 100000 habitants).

Ces deux secteurs (éducation et santé) représentent les infrastructures sociales.

* *Le secteur de l'énergie* : Généralement, deux principaux indicateurs sont utilisés pour capturer l'infrastructure énergétique : la production ou la consommation totale d'énergie électrique comme indicateur quantitatif et les pertes d'énergie électrique comme indicateur qualitatif. Cependant, il est très difficile d'évaluer l'impact des pertes de production sur l'économie étant donné que cette dernière ne parvient ni aux ménages, ni aux entreprises. En ce qui concerne la production, elle ne reflète pas les besoins de consommation. Pour cette raison, nous utilisons la consommation d'énergie électrique comme indicateur de l'infrastructure énergétique.

* *Le secteur de transport* qui rassemble à la fois :

- *Le transport routier* : représenté par la longueur des routes construites et revêtues en km;

- *Le transport ferroviaire* : représenté par longueur du réseau ferré en km par 1000 km carrés;

Pour le transport maritime et aérien, le choix du nombre de ports et d'aéroports n'est pas très pertinent vu la stabilité de ces variables dans le temps. On a pensé à choisir le nombre de navires entrant et sortant sur l'ensemble des ports ainsi que les mouvements des avions sur l'ensemble des aéroports, qui sont disponibles mais qui ne reflètent pas vraiment les infrastructures construites dans ces secteurs. On a donc éliminé ces deux secteurs qui semblent peu significatifs.

* *Le secteur des TIC* (représenté par les abonnés téléphoniques fixes, mobiles et internet par 100 habitants).

* *Le secteur de l'agriculture* (représenté par la superficie irriguée en milliers de HA).

Les 4 secteurs (énergie, transport, TIC et agriculture) représentent les infrastructures physiques.

* *Les infrastructures économiques* dont le secteur bancaire en est représentatif dans notre étude, correspondent au nombre d'agences bancaires.

⁶¹ Un « indicateur composite » est une combinaison mathématique (ou « agrégation ») de plusieurs indicateurs qui représentent différentes dimensions d'un même concept.

Les séries sont annuelles et s'étalent de 1980 à 2009. Leurs sources principales sont le Haut Commissariat au Plan et les données de la banque mondiale.

Etape 2 : La normalisation (ou standardisation) des sous-indicateurs si les unités de mesure sont très différentes :

Pour normaliser nos données, on choisira la méthode « Z-score ou normalisation⁶² » qui semble être la plus adaptée à la nature des données dont on dispose.

Etape 3 : La pondération et agrégation des indicateurs :

Les pondérations doivent toujours être décrites explicitement et justifiées. Pour notre cas, les coefficients de pondération des sous-indicateurs seront les parts des valeurs ajoutées sectorielles dans la valeur ajoutée totale des secteurs en question.

L'indicateur composite des infrastructures sera donc la somme des indicateurs normalisés pondérés par leurs coefficients (parts des valeurs ajoutées). C'est le stock d'infrastructures « S » présenté en annexes.

Après avoir défini les variables, on passe à l'estimation de notre modèle basé sur une fonction de production de type Cobb-Douglas.

L'estimation de cette fonction se déroule en 3 étapes essentielles :

Première étape : La transformation des variables en base 100 ;

Deuxième étape : La linéarisation (ou la stationnarisation) par l'introduction du logarithme et ;

Troisième étape : L'estimation de l'équation par les MCO (Moindres Carrés Ordinaires) pour obtenir un estimateur linéaire sans biais et de variance minimale.

L'interprétation des variables préalablement définies, et par référence aux 3 étapes précitées permettent l'aboutissement aux résultats suivants :

Le modèle est très significatif puisqu'on obtient un R² ajusté égal à 98%. Le résultat en gras montre que l'élasticité de la production par rapport au stock d'infrastructures est de 0.032. Cela veut dire qu'une augmentation de 1% du stock d'infrastructures augmenterait la production de 0.032%. Une augmentation qui semble être assez importante pour l'économie marocaine.

Sample: 1980 2009 Included observations: 30				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
LK	0.459454	0.042234	10.87876	0.0000
LL	-0.036636	0.131929	-0.277695	0.7834
LS	0.032798	0.009165	3.578828	0.0014
D	2.459754	0.393872	6.245065	0.0000
R-squared	0.990426	Mean dependent var	5.182212	
Adjusted R-squared	0.989321	S.D. dependent var	0.346527	
S.E. of regression	0.035810	Akaike info criterion	-3.697611	
Sum squared resid	0.033341	Schwarz criterion	-3.510785	
Log likelihood	59.46417	F-statistic	896.5270	
Durbin-Watson stat	1.430431	Prob(F-statistic)	0.000000	

⁶² Pour chaque indicateur, on calcule sa moyenne et son écart-type, puis on le norme et le réduit, c'est-à-dire qu'on lui applique la formule suivante : $M = (X - Moy(X))/Ecart\text{-}type(X)$. M est l'indicateur normalisé suivant une loi N(0 ;1) de moyenne égale à 0 et d'une variance égale à 1. Cette méthode est applicable si la variable en question suit approximativement une loi normale.

Le second modèle visant à étudier les avantages comparatifs des 3 catégories d'infrastructures S1 : Infrastructures sociales, S2 : Infrastructures physiques et S3 : Infrastructures économiques s'écrit sous la forme suivante : $Y_t = A K^{\alpha_1} L^{\alpha_2} S^{\alpha_3}_{1t} S^{\alpha_4}_{2t} S^{\alpha_5}_{3t}$

Les résultats du modèle se présentent comme suit :

Sample: 1980 2009
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LK	0.453698	0.041528	10.92523	0.0000
LL	-0.021145	0.126341	-0.164758	0.8705
LS1	0.00044	0.006347	0.069933	0.9448
LS2	0.005154	0.007315	-0.704581	0.4879
LS3	0.032589	0.008946	3.643510	0.0013
C	2.429659	0.388400	6.255566	0.0000
R-squared	0.991576	Mean dependent var	5.182212	
Adjusted R-squared	0.989821	S.D. dependent var	0.346527	
S.E. of regression	0.034961	Akaike info criterion	-3.692330	
Sum squared resid	0.029334	Schwarz criterion	-3.412091	
Log likelihood	61.38495	F-statistic	566.0270	
Durbin-Watson stat	2.093589	Prob(F-statistic)	0.000000	

Les résultats montrent que les infrastructures les plus génératrices de croissance économique sont les infrastructures économiques (avec une élasticité de 0.032% par rapport au PIB). Suivies de très loin des infrastructures physiques (avec une élasticité de 0,00044% par rapport au PIB). Enfin, les infrastructures sociales dénotent une élasticité inférieure à 0 influençant négativement la croissance économique au Maroc. Ces résultats semblent très adaptés au contexte marocain, d'autant plus que l'enseignement primaire a un impact faible sur la croissance économique puisqu'il ne participe pas à la formation de la main d'œuvre qualifiée.

Le troisième objectif, visant à déterminer le sens de causalité entre le stock d'infrastructures et la production à travers la méthode de Granger (avec un retard de 2), nous mène aux résultats suivants :

Sample: 1980 2009
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
S does not Granger Cause Y	28	3.15390	0.06160
Y does not Granger Cause S		8.37183	0.00185

On remarque que la causalité est bidirectionnelle au seuil de 10%. Les investissements en infrastructures favoriseraient la croissance économique et vice-versa, une forte croissance économique augmenterait les initiatives d'investissement en infrastructures.

2- Analyse critique de l'état des lieux :

Convaincu que le pays ne peut attirer massivement les investisseurs étrangers sans des structures modernes de communication, le Maroc s'est engagé dans la modernisation de ses infrastructures : inauguration depuis deux ans du tramway de Rabat, accélération des travaux du tramway de Casablanca, ouverture de l'autoroute Fès-Oujda et Marrakech-Agadir, lancement du projet de TGV

qui consacre le développement de réseaux ferroviaires, le projet Tanger-Med, aménagement du territoire, multiplication des barrages...

Concernant le réseau autoroutier, le Maroc s'est engagé de relier entre elles toutes ses grandes villes, soit plus de 400 000 habitants. Ainsi, de 300 km en 1999, le réseau autoroutier a dépassé les 1480 km (soit cinq fois plus) en une décennie. Le réseau va d'Agadir (au sud) jusqu'à Tétouan (au nord) et Oujda (à l'est) en ralliant les grandes villes que sont Rabat, Casablanca, Marrakech, Fès, Meknès, Tanger... Le programme autoroutier a nécessité une enveloppe de 36 milliards de dirhams dont 27,8 milliards de dirhams engagés entre 2008 et 2012. L'objectif étant de réaliser 1804 km d'autoroute à l'horizon 2015 (on peut citer l'axe El-Jadida-Safi de 140 km, l'axe Tétouan-Fès de 252 km, l'autoroute Berrechid-Béni Mellal de 172 km).

Pour le transport ferroviaire, le Maroc a lancé en septembre 2011, un grand projet qu'est le TGV. Ce dernier s'inscrit dans le cadre du développement du réseau ferroviaire sur 1500 km d'ici à 2035, autour des trajets Casablanca-Oujda et Tanger-Agadir. Prévu pour être opérationnel en 2015, le TGV Tanger-Agadir vise le transport de 6 millions de personnes par an en moins de la moitié de la durée actuelle. Le projet TGV promet des retombées positives sur l'économie en générale, et sur l'activité touristique nationale en particulier.

Un autre nouveau projet de transport public qu'est le tramway de Rabat, qui fonctionne déjà avec deux lignes longues de 19,5 km nécessitant un coût global de 3,1 milliards de dirhams. De deux lignes également, le tramway de Casablanca s'étend sur 30 km pour un coût estimé à 6,4 milliards et transportera 250 000 personnes par jour.

Dans le domaine portuaire⁶³, le projet Tanger-Med II -en cours de réalisation- promettra à terme de faire du complexe portuaire l'une des plus importantes plates-formes à conteneurs de la Méditerranée. La première tranche sera livrée en 2014 et la deuxième en 2016. Pour atteindre cet objectif, l'Etat et ses différents partenaires ont mis en place un programme d'investissement. Ainsi, 120 milliards de dirhams ont été investis de 2008 à 2012 soit le double de l'investissement de la période 2003-2007 et quatre fois plus les sommes injectées entre 1998 et 2002. Le projet Tanger-Med intègre d'autres projets d'aéroport, d'autoroutes, voies express et chemins de fer, visant à faire de cette région un pôle économique attirant des investisseurs industriels de premier plan.

Concernant l'agriculture, vu son poids économique déterminant pour la croissance au Maroc mais également en raison des enjeux sociaux et de développement durable du pays, elle est considérée comme un secteur prioritaire dans la politique économique et sociale du Maroc. C'est dans ce cadre qu'en avril 2008 une nouvelle stratégie agricole, dite Plan Maroc Vert, a été élaborée.

Le Plan Maroc Vert a pour objectif d'adopter une approche moderne de nature à contribuer à la promotion des investissements dans l'agriculture et à mettre à profit les expériences réussies en la matière, tant au niveau national qu'international. Aussi, vise-t-il à développer la petite agriculture selon une approche solidaire orientée vers la lutte contre la pauvreté en augmentant significativement le revenu agricole des exploitants les plus vulnérables, grâce à une nouvelle vague d'investissements sociaux. La mise en œuvre du Plan Maroc Vert devrait aboutir à une augmentation du PIB marocain de 8 à 11,7 milliards de dollars dans les 10 à 15 ans à venir.

Par ailleurs, le Plan Maroc Vert place l'eau parmi les réformes transversales les plus importantes qui doivent offrir les conditions de réussite de sa mise en œuvre. Les principaux enjeux ainsi définis

⁶³ N'est pas intégré dans le modèle (voir justification en pages précédentes).

pour la question de l'eau se traduisent pour le secteur de l'irrigation par la réalisation de trois programmes majeurs récemment arrêtés par le département de l'Agriculture, à savoir le Programme National d'Economie d'Eau en Irrigation, le programme de résorption du décalage entre les aménagements hydro-agricoles et les barrages réalisés et enfin la réforme institutionnelle de la grande irrigation.

En matière énergétique, les pouvoirs publics ont lancé une nouvelle stratégie de développement du secteur énergétique national. Cette stratégie se décline en actions à court, moyen et long termes réparties par filière du secteur énergétique à savoir l'électricité, les énergies renouvelables et les produits pétroliers, tout en mettant l'accent sur l'efficacité énergétique.

A court terme, un Plan National d'Actions Prioritaires (PNAP) a été mis en place en juillet 2008. Il vise à assurer l'équilibre entre l'offre et la demande sur la période 2008- 2012, en agissant, d'une part, sur le renforcement des capacités de production et, d'autre part, sur la rationalisation de l'utilisation de l'énergie. Plusieurs actions et programmes sont en cours d'exécution pour atteindre l'objectif de 3.500 MW de puissance électrique supplémentaire installée et 22 millions de lampes LBC distribuées. Deux nouvelles centrales électriques à Jorf Lasfar d'une capacité de 350 MW chacune ont été réalisées pour un coût global de 10 milliards de dirhams. Ces deux unités sont des extensions de la centrale de Jorf Lasfar visant à porter la capacité du complexe à 2.060 MW.

A moyen terme, la stratégie vise le développement du charbon propre comme source principale pour la production de base et le gaz de redevance pour la pointe, tout en explorant les options d'extension du Gazoduc Maghreb-Europe et du gaz naturel liquéfié. Elle prévoit également le développement de l'éolien et le découplage de la fonction hydro-électrique par la création de bassins de rétention et la construction de Station de Transfert d'Energie par Pompage (STEP) de 400 MW tous les 7 à 8 ans. Parallèlement à cela, il est également prévu de renforcer les interconnexions électriques avec transfert progressif d'une dépendance structurelle des interconnexions à une source d'arbitrage économique.

Sur le long terme, la stratégie prévoit le développement des technologies à l'horizon 2025, la valorisation des schistes bitumineux avec la construction d'une centrale pilote de 100 MW ainsi que la production d'électricité à partir de déchets organiques.

Par ailleurs, les investissements requis pour le déploiement de cette stratégie sont estimés à 92 milliards de dirhams sur la période 2008-2020 financés par le secteur public, le privé local ou étranger dans le cadre de la production concessionnelle ainsi que par le secteur bancaire national.

Pour les TIC, le Maroc a adopté en 2001, le plan e-Maroc qui vise la réduction de la fracture numérique à travers la généralisation de l'infrastructure télécoms, l'accès équitable aux services de l'économie du savoir et l'émergence d'une administration de proximité numérique.

Le Gouvernement a également signé un contrat-progrès 2006-2012 qui ambitionne de porter le chiffre d'affaires du secteur à près de 60 milliards de dirhams en 2012 et de créer plus de 33.000 emplois. Cette même vision tente d'intégrer les TIC pour près de 50.000 entreprises d'ici à 2012 en vue d'améliorer leur compétitivité et faire profiter 1,8 million d'abonnés à l'Internet d'ici à 2012. Sur ce même registre, un fonds, destiné à faciliter aux entreprises du secteur l'accès au financement nécessaire pour la réalisation de projets innovants, a été créé. Il est doté d'un capital de 100 millions de dirhams. De même, le Gouvernement s'est engagé à porter la part du budget de l'Etat réservée

aux TI de 1 à 2%.

Dans le même sillage, une nouvelle stratégie nationale pour la société de l'information et de l'économie numérique 2009-2013 baptisée « Maroc Numeric 2013 » vient d'être lancée en octobre 2009. D'un budget prévisionnel de 5,2 milliards de dirhams, cette stratégie permettra au secteur de générer un PIB de 27 milliards de dirhams, dont 20 milliards de PIB additionnel indirect, et de créer 26000 emplois d'ici cinq ans. Elle vise le développement de la société de l'information à travers 4 axes stratégiques :

- Le développement de l'usage des TIC à travers le programme « Injaz » permettant à 80000 ingénieurs et assimilés d'acquérir un ordinateur portable avec une connexion internet subventionnées à près de 85% par l'Etat, le programme « GENIE » permettant la généralisation de l'équipement des établissements scolaires publics par les TIC, ainsi que le programme des centres d'accès communautaires permettant l'accès aux services de télécommunications pour les localités reculées.
- Le développement du e-Gouvernement à travers le lancement de 89 projets de services en ligne pratiques aux citoyens.
- L'informatisation des PME, surtout celles agissant dans les secteurs à fort enjeu du PIB, en mettant en place une subvention pour l'acquisition des solutions d'informatisation sectorielle s'élevant à près de 60% de l'investissement en TIC.
- Le développement de la filière locale des TIC en favorisant l'émergence de pôles d'excellence à fort potentiel à l'export. Il sera question de mettre en place des solutions de financement dédiées aux TIC de type fonds d'amorçage risque, de structures d'accueil technologiques régionales et des services d'assistance à l'export et d'un cadre réglementaire adapté à la recherche et l'innovation.

Pour le secteur éducatif, depuis l'entrée en vigueur de la Charte Nationale d'Education et de Formation en 2001, l'enseignement préscolaire a enregistré des avancées appréciables. Le nombre d'enfants scolarisés dans le préscolaire a atteint un taux spécifique de scolarisation de 63,8% sur le plan national. La situation en milieu rural est d'une légère amélioration (38,3% en 2000-2001 et 41,5% en 2008-2009).

Le taux de scolarisation global des 6-11 ans a atteint un niveau très élevé (91,4% en 2008-2009). Des difficultés persistent pour scolariser le pourcentage restant de la population scolarisable. Il s'agit en effet des enfants qui n'ont pas les moyens financiers et physiques pour étudier.

Ces évolutions ont nécessité la mise en œuvre d'importants projets physiques puisque le nombre total des établissements de l'enseignement primaire public a atteint en 2008-2009 près de 7.054 écoles et 13.401 écoles satellites contre 6.213 écoles en 2000-2001, enregistrant un accroissement annuel moyen de 1,4%.

Malgré les avancées réalisées, certains indicateurs restent préoccupants. Le taux de redoublement en 2008-2009, s'établit à une moyenne de 12,3% pour l'ensemble du primaire, de 15,2% pour le secondaire collégial et de 19,2% pour le secondaire qualifiant, avec des pics de plus de 28,4% pour la troisième année du collège.

Quant au taux d'abandon, il a enregistré une moyenne de 4,6% pour l'ensemble du primaire, 13,1% au niveau du secondaire collégial et 14,1% au secondaire qualifiant. Parmi les raisons qui expliquent le taux élevé d'abandon, on trouve la pauvreté des ménages qui ne leur permet pas de subvenir aux besoins scolaires de leurs enfants et la faible qualité pédagogique et logistique de l'enseignement, particulièrement dans le milieu rural (manque de matériel pédagogique, inadaptation des structures, encombrement des classes, faiblesse du réseau routier et des moyens de transport en commun en milieu rural, ...).

Concernant les avancées réalisées par les pouvoirs publics pour améliorer la santé des populations, de nombreuses réalisations ont vu le jour ces dernières années, puisque le nombre des Etablissements de Soins de Santé de Base (E.S.S.B.) augmentant de 2% en moyenne par an durant la période 2001-2007 pour se situer à 2.592 en 2007. Par conséquent, le nombre d'habitants par ESSB a baissé de 12.429 personnes en 2001 à 9.073 en 2007 (soit une baisse de 27%).

Pour ce qui est de la capacité hospitalière, il est à relever une augmentation de la capacité litière de 7% environ tous secteurs confondus. Par contre, la desserte habitants par lit a enregistré un déclin de 6% pour se situer à 919 en 2006. Le secteur public, qui continue à dominer l'offre hospitalière disponible avec plus de 78% de la capacité litière totale, a enregistré les mêmes tendances.

Ces réalisations, malgré les insuffisances qui persistent ont agi favorablement sur les indicateurs de la mortalité et d'espérance de vie à la naissance. Cette dernière a atteint 72,6 ans en 2008 (71,4 ans pour les hommes et 73,9 ans pour les femmes) en hausse de 2,6 points par rapport à 2001 (70 ans).

Quant au secteur financier, le processus d'approfondissement financier de l'économie s'est accéléré, grâce aux réformes engagées au cours de ces dernières années. De même, la consolidation de la stabilité financière s'est poursuivie avec la convergence des normes applicables au secteur bancaire vers les standards internationaux.

En conséquence, le secteur financier a considérablement contribué aux performances du pays, d'abord en tant qu'agent économique dont la valeur ajoutée ne cesse de croître, et ensuite en tant qu'accompagnateur de l'élan de la consommation et de l'investissement comme en témoigne l'expansion continue des crédits à l'économie en dépit du ralentissement constaté en 2008.

Sa résistance face à la crise actuelle et l'amélioration continue des indicateurs de solidité et d'activité du système bancaire ne peuvent que conforter les pouvoirs publics dans les choix de politique du secteur et les inciter à persévérer dans le processus de convergence aux normes internationales du cadre légal, institutionnel et réglementaire régissant ce secteur. Néanmoins, la consolidation de son rôle dans le processus d'accumulation du capital et de hausse de la productivité appelle la poursuite des réformes dans le sens d'une meilleure combinaison entre le mode de financement des marchés financiers et l'intermédiation bancaire. En effet, les besoins de financement exprimés au niveau des différentes stratégies sectorielles mises en œuvre récemment par le gouvernement (plan vert, Emergence II, énergie...), témoignent de l'effort d'accumulation nécessaire à l'économie.

Dans ce sens, les marges d'amélioration du marché financier en matière de financement des entreprises et de mobilisation de l'épargne de long terme demeurent importantes et la nécessité de rendre plus opérationnels les mécanismes de financement alternatifs et novateurs relève de l'urgence.

Les indicateurs globaux du secteur financier font état d'un développement soutenu des principales activités de ce secteur. Selon les données de la comptabilité nationale, le compte de l'agent institutionnel "sociétés financières" montre que la valeur ajoutée, en volume, du secteur des activités financières et d'assurance a enregistré une évolution annuelle moyenne de 8,6%, entre 2004 et 2008, évolution qui demeure largement supérieure à celle de la valeur ajoutée totale (4,5%).

La part des activités du secteur financier dans la valeur ajoutée totale de l'économie s'est sensiblement renforcée au cours des dernières années, passant de 5,4% en 1998 à 6,3% en 2008.

Conclusion :

Au cours de la dernière décennie, la question du rôle productif du capital public a connu un regain d'intérêt particulièrement marqué. Les effets du capital public sur la productivité et la croissance ont été mis au goût du jour, d'une part, par les théoriciens de la croissance et, d'autre part, par des études empiriques.

Tandis que Barro (1990) développait son modèle de croissance endogène avec dépenses publiques productives, Aschauer (1989) était à l'origine d'une controverse importante sur la productivité du capital public et ses mesures. Les études empiriques se sont en outre assez rapidement tournées vers une échelle spatiale d'observation plus fine, passant du national au régional, non seulement pour accroître le nombre d'observations disponibles mais aussi en raison de l'organisation politique du territoire.

L'analyse empirique de l'effet des investissements en infrastructures sur la production marocaine a été faite sur des données annuelles s'étalant de 1980 à 2009. Le modèle développé s'inspire des travaux d'Aschauer et est construit sur la base d'une fonction de production de type Cobb-Douglas. L'analyse a pris en compte le PIB réel comme étant la variable exogène et a ajouté aux intrants habituels de cette fonction un stock d'infrastructures calculé sur la base de plusieurs indicateurs d'infrastructures physiques, sociales et financières. A partir de cette analyse, il apparaît que les investissements en infrastructures ont un impact positif et significatif sur la croissance économique au Maroc. L'élasticité de la production par rapport au stock d'infrastructures est de 3,2%.

Le deuxième résultat est obtenu à partir d'une même fonction Cobb-Douglas, intégrant 3 catégories d'infrastructures soit, les infrastructures sociales, physiques et économiques.

Le modèle aboutit à la conclusion selon laquelle les infrastructures économiques augmentent le PIB de 3.2% (suite à une augmentation de 100% du stock de celles-ci).

Le rôle des infrastructures économiques s'illustre essentiellement dans le fait que le secteur stimule la croissance à travers l'accroissement du taux d'investissement, l'allocation du capital aux projets les plus productifs et à travers la réduction des risques associés à l'investissement.

Le secteur financier augmente ainsi le rythme de l'accumulation du capital (en allouant efficacement les ressources et en stimulant l'innovation technologique) et donc favorise la productivité.

Une relation positive étroite, entre le développement du secteur financier et la croissance économique, est également démontrée dans la littérature empirique.

Les infrastructures physiques, quant à elles, demeurent moins productives au Maroc, avec une élasticité de 0.44%. Enfin, avec une élasticité inférieure à 0, les infrastructures sociales sont improductives dans le modèle.

Le troisième modèle, cherchant à déterminer le sens de causalité entre la production nationale et les investissements en infrastructures, montre que celle-ci est bidirectionnelle. Cela veut dire que les investissements en infrastructures pourraient favoriser la production nationale et vice-versa, une forte croissance économique augmenterait les initiatives d'investissement en infrastructures.

Au regard de ces résultats, les infrastructures constituent un domaine dans lequel des efforts méritent encore d'être faits pour donner une impulsion à la croissance économique au Maroc.

Ce travail recommande des mesures pratiques et appropriées pour une meilleure productivité des investissements en infrastructures. Il ne s'arrête pas à ce niveau puisqu'il vise, en sujet de thèse, à analyser le rôle des investissements publics en infrastructures sur la croissance des régions du Maroc en répondant à deux questions principales:

1/ Les investissements en infrastructures ont-ils un effet sur la productivité régionale ?

2/ Peuvent-ils participer à la réduction des disparités interrégionales ?

En guise de conclusion, on peut dire qu'il est central pour toute économie ayant pour objectif final une croissance soutenue, de prendre en considération tous les éléments déterminants pour une meilleure efficacité de ses dépenses en termes de productivité et de croissance économique.

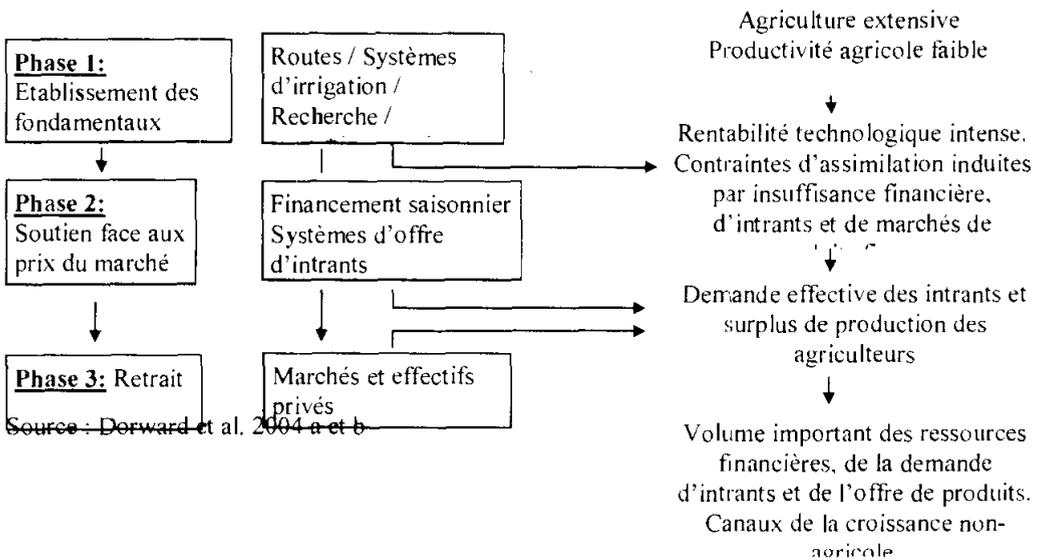
Annexes:

Tableau 1 : Estimations des élasticités de l'output par rapport au stock d'infrastructures

Etude	Pays	Niveau d'analyse	Infrastructures considérées	Elasticité de l'output par rapport à l'infrastructure (γ)
Aschauer (1989)	USA	National	Capital public	0.39 à 0.56
Hulten et Schwab (1991)	USA	National	Capital public	0.02 à 0.42
Khanam (1996)	Canada	National	Capital routier	0.24 à 0.46
Munnell (1990)	USA	National	Capital public	0.33 à 0.41
Munnell (1990)	USA	Etats	Capital public	0.15
Garcia-Mila et Mc Guire (1992)	USA	Etats	Capital routier	0.13
Khanam (1996)	Canada	Province	Capital routier	0.08 à 0.12
Tatom (1991)	USA	Etats	Capital public	0.15*

*Coefficient statistiquement non significatif

Figure 1 : Phases de soutien à la transformation agricole



Bibliographie :

- Aschauer, D. A., "Is Public Expenditure Productive?", in *Journal of Monetary Economics*, n° 23, 1989, pp. 177-200.
- Aschauer, D. A., "Why is infrastructure important?", 1990.
- Aschauer, D. A., "Public Infrastructure Investment: A Bridge to Productivity Growth?", 1993.
- Benabdallah, Y.*, « Le développement des infrastructures en Algérie : quels effets sur la croissance économique et l'environnement de l'investissement? », in revue du CREAD.
- Benjelili, R., « Dépenses publiques et croissance. Une étude économétrique sur séries temporelles pour la Tunisie », 2000
- Bolduc, D., Laferriere, R., « Les effets des dépenses d'infrastructures routières sur le développement économique du Québec », 2001
- Boopen, S., "Transport Infrastructure and Economic Growth: Evidence from Africa Using Dynamic Panel Estimates", in *The Empirical Economics Letters*, 2006
- Bourguignon, F., « Repenser les infrastructures pour le développement : Observations finales », in *Revue d'économie du développement*, Vol. 21, 2007, p. 125 à 134.
- Calderón, C. et Servén, L., "The effects of infrastructure development on growth and income distribution", Central Bank of Chile. N° 270, 2004.
- Canning, D. et Pedroni, P. "The Effect of Infrastructure on Long Run Economic Growth", 2004.
- Chakraborty, S., and Dabla-Norris, E., "The Quality of Public Investment" in *International Monetary Fund* N°09/154, 2009.
- Charlot, S., Schmitt B., « Infrastructures publiques et croissance des régions françaises »,
- Diandy, I. Y., « Consommation d'électricité et croissance dans l'UEMOA : une analyse en terme de causalité » 2008.
- Diemer, A., « Théories de la Croissance endogène et principe de convergence » in *MCF IUFM d'Auvergne*.
- Dumont, J-C., et Mesplé-Somps, S., « L'impact des infrastructures publiques sur la compétitivité et la croissance : une analyse en EGC appliquée au Sénégal », in *Développement et insertion internationale*, n° 2000/08.
- Égert B., Kozluk T. et Sutherland D., "Infrastructure and Growth: Empirical evidence", in *Economic Department Working Papers*, n° 685, 2009.
- Estache, A., « Infrastructures et développement : Une revue des débats récents et à venir ». in *Revue d'économie du développement*, Vol. 21, 2007, p. 5 à 53.
- Estache, E., « Les infrastructures de l'Afrique : problèmes et perspectives d'avenir ». séminaire sur la réalisation du potentiel d'investissement rentable en Afrique Organisé par l'Institut du FMI en coopération avec l'Institut multilatéral d'Afrique Tunis, 2006.
- Fedderke, J. W. et Bogetic, Z., "Infrastructure and Growth in South Africa: Direct and Indirect Productivity Impacts of 19 Infrastructure Measures ", in *World Bank Policy Research*, n° 3989, 2006.
- Foster, V., et Briceño-Garmendia, C., "Infrastructures africaines : Une transformation impérative" in Une publication conjointe de l'Agence française de développement et de la Banque mondiale, 2010.
- Ford, R. et Poret, P., "Infrastructures et productivité du secteur privé" in *Revue économique*, n° 17, 1991.
- Gerardin, H. et Guigou J-D et Ory Greffige, J-N. « Infrastructures financières et développement : chocs et mutations », *Cahier de recherche* n° 2000-03.
- Harehaoui, T. et Tarkhani, F. et WarrenSource P., « Public Infrastructure in Canada, 1961-2002 », in *Canadian Public Policy / Analyse de Politiques*, Vol. 30, N° 3, 2004, pp. 303-318.
- Henin, P-Y, et Hurlin C., « L'Evaluation de la Contribution Productive des Investissements Publics », *Rapport de contrat finalisé 1996 pour le C.G.P.*, 1999.
- Houssou M-A-M., « Dépenses publiques en infrastructures et performance de l'économie béninoise », *Mémoire pour l'obtention du Diplôme d'Etudes Approfondies*, 2002, 94 p.

- Jacquet, P. et Charnoz, O., " Infrastructures, croissance et réduction de la pauvreté " in Forum franco-vietnamien 2003.
- Keho, Y., "Dépenses publiques et croissance économique en Côte d'Ivoire: Une approche en terme de causalité", 2007.
- KHEDHIRI, S. et NC'IBI, N., « L'impact de l'infrastructure sur la croissance économique de long terme dans les pays de MENA : Analyse des secteurs d'électricité et des téléphones en dix pays, 1975- 1999», in *Regional and Sectoral Economic Studies*, Vol. 5-2, 2005.
- Kuitcha Kwandjeu, R., « Infrastructures publiques et croissance au Cameroun », 2004.
- Kuroda, H., « Infrastructures et coopération régionale », in *Revue d'économie du développement*, Vol. 21 2007, p. 91 à 124.
- Munnell, A. H., "How does public infrastructure affect regional economic performance?", in *New England Economic Review*, 1990.
- Munnell, A. H., "Policy Watch Infrastructure Investment and Economic Growth" in *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 6, n° 4, 1992.
- Nagaraj, R. et Varoudakis, A. et Véganzonès M.-A., "Infrastructure et performances de croissance à long terme : le cas des États de l'Inde" in *Annales d'économie et de statistique*, n° 53, 1999.
- Pinstrup-Andersen, P., et Shimokawa, S., « Infrastructures rurales et développement agricole », in *Revue d'économie du développement*, Vol. 21, 2007, p. 55 à 90.
- Rodríguez, F., "The Role of Infrastructure Investment in Economic Growth", in *A Century Foundation Report*, 2010.
- Roy, W., « L'investissement public dans les infrastructures de transport est-il source de croissance endogène ? », 2004.
- Straub, S., "Infrastructure and Growth in Developing Countries: Recent Advances and Research Challenges", in *The World Bank Development Research Department Research Support Team*, 2008.
- Torrizi, G., « Public infrastructure: definition, classification and measurement issues », in *Munich Personal RePEc Archive*, 2009.
- Veganzones, M.-A., « Infrastructures, investissement et croissance : un bilan de dix années de recherche », in CERDI (Centre d'études et de recherches sur le développement international, France), 2000.

Mise en perspectives de la politique budgétaire marocaine et bases d'analyse de son orientation

Douira Tarik

Université Mohamed V. Agdal

Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales

douira_tarik@yahoo.fr

Résumé

La récente crise mondiale, déclenchée en 2007 aux Etats-Unis suite aux défaillances des crédits subprime, s'est transformée en 2009 en crise des finances publiques des économies avancées, majoritairement européennes, en liaison avec les politiques budgétaires expansionnistes menées afin de sortir de la crise économique. Ce contexte s'est traduit par le renouveau des discussions en matière de soutenabilité et d'orientation budgétaires. En effet, les déficits budgétaires ne résultent pas d'une situation totalement autonome mais procède d'une interaction entre les volontés politiques et le contexte économique. L'Etat n'est donc pas directement responsable de toutes les évolutions budgétaires constatées. En effet, la situation économique pèse lourdement sur les orientations apparentes de la politique budgétaire, d'où la nécessité de dégager des indicateurs d'analyse de la situation structurelle des finances publiques.

Ce papier a pour objectif de mettre les bases pratiques et empiriques pour la compréhension de l'orientation de la politique budgétaire au Maroc. A cet effet, plusieurs questions se posent : quelle clé de lecture faut-il avoir pour une meilleure compréhension des interactions entre les variables budgétaires et macroéconomiques ? Quel outil faut-il avoir pour pouvoir qualifier l'orientation de la politique budgétaire et permettre une relecture des grandes tendances des finances publiques nationales ?

Les économistes ont ainsi construit des indicateurs permettant de répondre à cette impérative, à savoir estimer ce que serait l'équilibre budgétaire si la production était à son niveau d'équilibre, dont principalement le solde budgétaire ajusté par le cycle ou solde structurel.

Mots clé : Orientation de la politique budgétaire, soldes structurels et conjoncturels, croissance potentielle, cycle économique.

Summary

The recent global crisis, triggered in 2007 in the United States following the failure of subprime loans, turned in 2009 into public finance crisis in advanced economies, mainly European, in conjunction with expansionary fiscal policies conducted in order to break the economic crisis. This context has resulted in the revival of discussions on sustainability and fiscal policy stance. Indeed, budget deficits are not totally autonomous but derive from an interaction between political and

economic context. The Government is not directly responsible for all observed budgetary developments. Indeed, the economic situation weighs heavily on the apparent direction of fiscal policy, hence there is needed to identify indicators to analyze the underlying situation of public finance.

This paper aims to bring practical and empirical bases for understanding the stance of fiscal policy in Morocco. To this end, several questions arise: What key should be reading for a better understanding of the interactions between fiscal and macroeconomic variables? What tool should be able to qualify for the stance of fiscal policy and allow a reinterpretation of the main trends of national public finance?

Economists have thus constructed indicators to respond to this imperative, namely to estimate what would a balanced budget if production was at its equilibrium level. The main indicator is the budget balance adjusted for the cycle or structural budget balance.

Keywords: fiscal policy stance, structural and cyclical balances, potential growth, business cycle.

Introduction

L'intérêt porté à l'orientation des finances publiques a été amplifié à partir de la fin de 2009 en liaison avec les turbulences économiques et financières mondiales. En effet, la crise qui a été d'abord financière, déclenchée par des faillites bancaires à partir de juin 2007, a rapidement contaminé la sphère réelle à travers plusieurs canaux, principalement celui du crédit. Les choses se sont précipitées et la confiance des marchés a baissé, les décisions coordonnées au niveau international ont été au départ axées sur des décisions en matière de politique monétaire par le biais de baisses de taux directeurs (qui ont approché zéro) et l'utilisation d'instruments non conventionnels (*quantitative easing*).

En outre, parfois concomitamment, les gouvernements ont actionné l'instrument de la politique budgétaire pour soutenir le système financier, à travers le rachat ou la participation dans les institutions financières et aussi, dans un deuxième temps, afin d'accompagner les autres politiques économiques et relancer la machine productive. Il s'en est suivi un débat important sur le rôle de la politique budgétaire dans la relance de l'activité économique et les idées tendant au retour de l'économie keynésienne.

Les débats entre économistes défendant différents paradigmes ont refait surface et plusieurs travaux empiriques ont été menés, soit par des centres d'études indépendants ou non, soit par des institutions d'envergure à l'image de la BCE, du FMI, de la Banque mondiale, etc.

L'année 2009 a ainsi marqué l'émergence de la crise des dettes souveraines des économies avancées, majoritairement européennes, où cette fois les exigences en matière de soutenabilité budgétaire, d'orientation et de solvabilité de l'Etat ont largement pris de l'espace.

Il est question dans ce papier de mettre les bases, principalement pratiques et empiriques, pour la compréhension des phénomènes relatifs à l'orientation de la politique budgétaire par rapport à la croissance économique. A cet effet, plusieurs questions peuvent être posées : quelles sont d'abord les caractéristiques et les évolutions des agrégats des finances publiques du Maroc ? Quelle clé de lecture faut-il avoir pour une meilleure compréhension des interactions entre les variables budgétaires et macroéconomiques ? Quel outil faut-il avoir pour pouvoir qualifier l'orientation de la politique budgétaire et permettre une relecture des grandes tendances des finances publiques.

Au départ, la tâche peut sembler complexe. Les indicateurs reconnus reflétant l'orientation de la politique budgétaire sont calculés différemment et sont parfois utilisés pour d'autres raisons que celle de la qualification des finances publiques dans le cycle ou leur position structurelle ou sous-jacente.

En effet, les déficits budgétaires ne résultent pas d'une situation totalement autonome mais procède d'une interaction entre les volontés politiques et le contexte économique. L'Etat n'est donc pas directement responsable de toutes les évolutions budgétaires constatées. En effet, la situation économique pèse lourdement sur les orientations apparentes de la politique budgétaire, d'où la nécessité de dégager des indicateurs d'analyse de la situation sous-jacente des finances publiques. Nombre de composantes du budget sont influencées par la situation macroéconomique de telle manière qu'elles exercent un effet de lissage sur le cycle économique et se comportent donc comme des stabilisateurs automatiques. Ainsi, dans une phase de récession, les recettes fiscales recouvrées diminuent, ce qui a pour effet de soutenir les revenus privés et d'atténuer les fluctuations négatives de la demande globale. A l'inverse, dans une phase d'expansion, les prélèvements fiscaux

augmentent, ce qui contrebalance la croissance de la demande globale. Cet effet stabilisateur est plus puissant si le système fiscal a un caractère plus progressif. Certaines dépenses courantes sont un autre stabilisateur budgétaire automatique. Dans une phase de ralentissement de l'activité, la hausse des dépenses publiques soutient la demande, et l'inverse se produit dans une période d'expansion.

Les économistes ont ainsi construit des indicateurs qui permettent de répondre à cette impérative, c'est-à-dire d'estimer ce que serait l'équilibre budgétaire, à politiques budgétaire et fiscale inchangées, si la production était à son niveau d'équilibre. Il y a eu plusieurs travaux empiriques dans ce sens, il s'agit, outre l'estimation des stabilisateurs automatiques, du solde de haut niveau d'emploi, du solde ajusté pour le cycle (*cyclically-adjusted balance*, ou *CAB*) ou le solde structurel (terme employé en premier par l'OCDE). Les deux dernières notions, qui sont souvent synonymes, nous intéressent le plus, puisqu'elles ont été qualifiées par la majorité des travaux comme étant les meilleurs indicateurs testés de l'orientation de la politique budgétaire.

C'est pourquoi une revue de la littérature relative au calcul, à l'utilisation et à l'interprétation des soldes dits structurels ou ajustés par (ou pour) les cycles, a été réalisée afin d'identifier les démarches à suivre pour son application sur le cas de la politique budgétaire du Maroc.

Partant, il est proposé pour cet article une structure à trois sections. La première présentera quelques éléments de compréhension de l'évolution de la politique budgétaire nationale à travers les données du Trésor sur la base d'ordonnancement. Cette partie permettra de relever les tendances lourdes qui ont caractérisé les finances du Trésor sur la période 1980-2010. La deuxième section exposera une taxonomie des démarches adoptées ainsi que certains détails de l'élaboration des soldes structurels et conjoncturels. Deux grandes catégories ont été relevées. Une première, appelée des institutions internationales ou à deux étapes, et une deuxième dite des méthodes statistiques et économétriques utilisant principalement des modélisations Vecteur Autorégressif (VAR) et VAR structurel (ou SVAR). Il sera également question d'un bref survol de certains travaux empiriques en matière d'indicateurs de l'orientation de la politique budgétaire sur le cas du Maroc. Enfin, dans la dernière section, un essai d'application pratique des deux catégories de démarches sur le cas du Maroc sera mené en présentant les premiers résultats des estimations, lesquels permettront une relecture de l'évolution de la politique budgétaire nationale.

I. EVOLUTIONS A LONG TERME DES FINANCES PUBLIQUES⁶⁴

La politique budgétaire du Maroc a poursuivi une trajectoire en phase avec le développement économique du pays et les réformes qui se sont accélérées récemment (Cf. tableau I en annexes). Dans les quarante dernières années, on peut distinguer quatre grandes phases. La première est celle des années 1970 à 1984 où le pays en est ressorti en crise économique et de finances publiques, ponctuée par une période de hausse des recettes, principalement des phosphates (1973-1977) au niveau international, ce qui a encouragé une expansion budgétaire en matière de dépense. La deuxième phase allant de 1985 à 1993 où le plan d'ajustement structurel a été mis en œuvre sous l'égide des institutions de Bretton Woods et dont des ajustements économiques et budgétaires ont été menés avec rigueur par le pays. Une troisième phase (1994-2000) est celle de la fin de la tutelle des institutions internationales, du désendettement extérieur marquant la fin du rééchelonnement, de l'approfondissement au niveau du marché intérieur de la dette et aussi des récoltes des premiers effets de certaines réformes menées. La quatrième phase est celle de la décennie 2000-2010. Cette

⁶⁴ Source des données : MEF/DEPF, tableaux de bord des finances publiques. Rapports annuels de Bank Al-Maghrib.

dernière a enregistré des indicateurs améliorés au niveau des comptes du Trésor et de son endettement, qui a été largement réduit en points du PIB⁶⁵ (Cf. tableau 2 en annexes).

I.1. Soldes budgétaires

Le solde ordinaire, ou l'épargne budgétaire quand il est positif, a été relativement stable durant la décennie 1990 autour d'une moyenne de 3,1% du PIB. Au cours des années 2000, ce solde a été plus volatile, en enregistrant des oscillations allant d'un pic de 6,9% du PIB en 2008 à un creux de 0,6% du PIB en 2000. La moyenne de la décennie indique que ce solde est passé à +4% du PIB. La décennie 1980 a été marquée par un solde nul, ce qui signifie que les recettes ordinaires sont totalement absorbées par les dépenses ordinaires et qu'aucune ressource n'est dégagée pour l'effort d'investissement, lequel se réalise par le recours à un déficit budgétaire.

Pour sa part, le déficit budgétaire s'est amélioré, s'établissant à 2,4% du PIB en moyenne durant la période 2001-2010, au lieu de 2,7% entre 1990 et 2000 et 7,4% du PIB durant la décennie 1980. Cette baisse du niveau du déficit de ces dernières années a été soutenue par les recettes de privatisation et la réforme fiscale, principalement la TVA. En effet, les privatisations sont à l'origine d'une baisse de 1 point de PIB du déficit de la décennie 2000 et 0,4 point pour celle de 1990.

Traduisant un important aspect de la soutenabilité budgétaire, le solde primaire en points du PIB a connu une nette amélioration dans les années 1990, allant d'un solde négatif moyen de 2,8% du PIB dans la décennie 1980 à un excédent primaire moyen de 2,2% du PIB. Pour les années 2000, ce solde s'est détérioré tout en demeurant positif à 1% du PIB, imputable à l'année 2005 (opération de départ volontaire à la retraite) et à l'année 2010 où les comptes du Trésor ont renoué avec le déficit et la hausse de l'endettement en pourcentage du PIB et ce, après deux exercices d'excédent budgétaire (2007 et 2008).

I.2. Recettes publiques

Les recettes publiques (hors recettes d'emprunt) ont connu des progressions moyennes différentes selon les décennies. En effet, la décennie 80-90 a enregistré la croissance moyenne la plus importante, à savoir +13%. Cette proportion a été la même pour la croissance des recettes fiscales. Cette évolution est explicable en partie par la réforme fiscale et l'introduction de l'IS en 1988 et la TVA en 1987. La décennie 91-00 a connu une hausse moyenne des recettes ordinaires et fiscales de 6,2%, niveau moindre par rapport à la première période. La croissance moyenne de la décennie 2000 a été de 9% pour les recettes ordinaires et de 8,4% pour les recettes fiscales. Cette période a été marquée par l'introduction des recettes de certains comptes spéciaux du Trésor et l'importance des recettes de privatisation et de la deuxième licence GSM. En effet, les recettes de privatisation ont généré au budget général un total de 61,7 milliards de dirhams entre 1993 et 2007 contribuant ainsi chaque année en moyenne pour près de 0,9% du PIB à la réduction du déficit budgétaire. Ces recettes ont atteint leur niveau record en 2001, avec un total de 23,4 milliards de dirhams soit 5,5% du PIB, réalisée par la cession de 35% du capital de Maroc Télécom, portant les recettes de privatisation de la décennie 2000 à 47,9 milliards de dirhams, représentant ainsi plus de trois quart du total.

⁶⁵ En liaison avec la disponibilité des données, l'analyse qui suivra raisonnera par décennie, la première de 1980 à 1990, la deuxième de 1991 à 2000 et la dernière de 2001 à 2010.

La structure des recettes ordinaires a connu des changements importants entre les décennies en liaison, entre autres, avec les bénéfices des sociétés, le niveau de l'emploi national, la réforme fiscale et les efforts de recouvrement de l'administration fiscale (Cf. tableau 3 en annexes). Au moment où la part moyenne des recettes fiscales est restée quasi-stable, s'établissant à 85,1% durant les années 2000, au lieu de 86,6% durant 91-00, cette part a été de 90,3% dans les années 1980. La part des impôts directs a été prépondérante avec 38,6% dans les années 2000, en baisse par rapport aux deux périodes précédentes où laquelle part a été de 40,7%. La baisse de la part des impôts indirects en 2000 est explicable par l'amélioration plus marquée des recettes des impôts directs, lesquelles sont passées en part de 25,3% dans les années 1990 à 32,9% durant la décennie 2000.

Malgré les allègements fiscaux intervenus ces dernières années, surtout au niveau de l'IS et de l'IR, la pression fiscale a augmenté, enregistrant en moyenne 21,7% du PIB dans les années 2000, contre 19,7% et 17,5% les décennies 90 et 80 respectivement. Cet indicateur a atteint son niveau maximum en 2008, soit 27% après 24,4% en 2007. Le ratio des recettes ordinaires par rapport au PIB a été en nette amélioration, passant en moyenne de 19,4% dans les années 80 et 22,7% en 1991-2000 à 25,5% en 2001-2010.

1.3. Dépenses publiques

La croissance moyenne des dépenses ordinaires a été plus importante durant les années 80 comparativement aux deux autres périodes. En effet, elles ont cru de 11%, contre 7,3% en 91-00 et 6,7% dans la décennie 2000. En revanche, l'évolution des dépenses globales a montré une tendance inversée, à savoir une croissance de 7,4% durant les années 2000 contre 6,4% dans les années 1990. Ce résultat est attribuable principalement aux dépenses d'investissement qui ont connu une amélioration notable, passant d'une faible croissance, en moyenne de près de 2,3% dans la deuxième période, à une évolution de plus de 10% durant les années 2000. Il est à préciser que la rubrique investissement a souvent fait l'objet de baisse, dans la mesure où elle est considérée comme une variable d'ajustement dans la politique budgétaire.

Les rythmes moyens de croissance des composantes des dépenses ordinaires ont affiché des améliorations, à l'exception de celle de compensation qui a été en nette augmentation d'une décennie à l'autre, passant de 7,4% dans la décennie 80 à 27% les deux dernières décennies. Les dépenses de fonctionnement ont enregistré une baisse de la croissance moyenne de 0,6 point en termes d'écart absolu entre la décennie 2000 et 1990, et de 2 points entre les décennies 2000 et 1980. Pour les seules dépenses de personnel, les écarts négatifs sont de 0,7 point et 4,4 points, tandis que les paiements d'intérêts de la dette ont été en quasi-stabilité dans les années 2000 au lieu d'une hausse moyenne de 3,6% et 23,8%, respectivement, dans les années 1990 et 1980.

En pourcentage du PIB, le ratio moyen des dépenses globales s'est renforcé dans les années 2000 de 2,5 points pour atteindre 27,8%, les dépenses ordinaires ayant augmenté de 2 points, s'établissant à 21,6% du PIB. Par rapport à la décennie 1980, les dépenses globales des années 2000 ont progressé de 1,1 point et 2,2 points pour les dépenses ordinaires. La part moyenne des dépenses ordinaires dans les dépenses globales a augmenté au détriment de celle de l'investissement dont la part est revenue à 17,9% contre 22,4% dans les années 1990 et 27,2% dans les années 1980.

I.4. Endettement total direct

De 1993 à 2006, le financement extérieur a affiché des flux nets négatifs, traduisant la fin du rééchelonnement et les tombées des remboursements de la dette extérieure. Le financement intérieur, principalement par le marché des adjudications des bons du Trésor, a été privilégié, permettant ainsi au Trésor de réduire sa dette extérieure et, par là même, la vulnérabilité extérieure entamée au début des années 80.

A partir de l'année 2007, les flux de financement extérieur sont devenus positifs, les tirages, y compris les dons, ayant dépassé les remboursements. En effet, les dons ont atteint un niveau record de 9,5 milliards en 2008 en liaison principalement avec le soutien exceptionnel fourni par l'Arabie Saoudite (4,5 milliards) et les Emirats Arabes-Unis (2,2 milliards) par rapport au renchérissement sans précédent des prix du pétrole brut sur les marchés internationaux. Ceci a également contribué à réduire le financement intérieur, le Trésor ayant réalisé un désendettement net en cette année.

Il en est ressorti que le ratio d'endettement du Trésor par rapport au PIB a été ramené à 50% à fin 2010 contre 66,8% en 1999. Durant la décennie 2000, le Trésor a réduit de 19,5 points de PIB et de près de 40 milliards de dirhams sa dette extérieure. Quant à la dette intérieure, elle a été allégée de plus de 21 points du PIB, avec toutefois une hausse de son nominal de 77,5 milliards.

Le coût de la dette publique directe a été globalement réduit par l'effet de la baisse des taux et par les désendettlements intérieurs de la dette en valeur en 2007 et 2008. Le taux moyen pondéré sur la dette intérieure est revenu de 7,55% en 1998 à 3,73% en 2010. Quant au coût moyen de la dette intérieure, il a baissé de 8,92% en 1998 à 5,25% en 2010. Il est à noter que cette tendance baissière a connu certaines hausses ponctuelles, principalement en 2005 et en 2010.

II. TAXONOMIE DES METHODES D'ESTIMATION DU SOLDE STRUCTUREL

II.1. Méthodologies des institutions internationales

La méthodologie des institutions internationales est dite à deux étapes. La première étape est celle de l'estimation de la production potentielle et de l'output gap, la deuxième étape est celle de la détermination des soldes structurels et conjoncturels. Leur somme est, par construction, égale au déficit budgétaire global ou effectif. Les principales institutions internationales relevées ici sont le FMI, l'OCDE, la BCE et la Commission Européenne. Ces institutions produisent des estimations du solde structurel pour la majorité des pays qui les composent. Les méthodologies sont globalement similaires, elles diffèrent parfois dans certains détails et se rejoignent souvent en matière de résultats comme en attestent certains travaux relatifs à des pays.

II.1.1. Fonds Monétaire International

La méthodologie du FMI a connu une certaine évolution. Parmi les premiers papiers qui ont expliqué la démarche il y a Hagermann (1999). En outre, plusieurs travaux ont eu pour objet d'estimer la production potentielle pour son application à la politique monétaire et la politique budgétaire. Des estimations ont également été effectuées dans les rapports pays dans le cadre des missions au titre de l'article IV des statuts du FMI.

La méthodologie officielle du Fonds est actuellement synthétisée dans la note technique de Fedelino et alii (2009). En effet, cette note fournit des conseils sur la façon de décomposer le solde budgétaire global en composantes cycliques et corrigées des variations conjoncturelles, et comment interpréter les stabilisateurs automatiques budgétaires.

Le solde budgétaire global (OB) peut se décomposer comme suit :

$$OB = PB - INT + CAPB + CPB - INT \quad (1)$$

$CAPB$ est le solde primaire corrigé des variations conjoncturelles ; CPB est le solde primaire cyclique (la partie du solde primaire qui réagit automatiquement au cycle). Les paiements d'intérêts sont souvent tenus à l'écart car leurs mouvements, même « automatiques » dans le sens qu'il ne reflète pas en général la mesure discrétionnaire de la politique budgétaire, peuvent ne pas être nécessairement liés aux variations cycliques de la production.

A partir de (1) les changements dans l' OB peuvent être décomposés en :

(i) réponse automatique des variables budgétaires à l'évolution de la production,

(ii) réponse des variables budgétaires aux modifications des politiques discrétionnaires, et (iii) les changements dans les paiements d'intérêts, formalisés comme suit⁶⁶ :

$$\Delta OB = \Delta CPB + \Delta CAPB - \Delta INT \quad (2)$$

Où Δ est la différence entre deux années consécutives, t et $t + 1$ (ou la différence par rapport à une année de référence). Les stabilisateurs automatiques (AS) sont définis comme la variation du solde primaire cyclique :

$$AS = \Delta CPB = \Delta OB - \Delta CAPB + \Delta INT \quad (3)$$

Les stabilisateurs automatiques sont un des facteurs qui expliquent les variations du solde global (ΔOB). Par exemple, les taxes qui sont fonction du revenu réagissent automatiquement au cycle avec une croissance plus faible et en conséquence une baisse des bénéfices des sociétés ou un revenu avant impôt bas des ménages, les impôts à collecter par le gouvernement seront plus faibles tandis que le revenu disponible et, partant, la consommation, diminueraient moins que les revenus avant impôt, contribuant à alléger les répercussions du ralentissement économique.

Ainsi, la variation du solde primaire corrigé des variations conjoncturelles peut être dérivée des recettes et des dépenses corrigées des variations conjoncturelles. La composante corrigée des variations conjoncturelles des recettes R^{CA} est définie comme :

$$R^{CA} = R \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\varepsilon_R} \quad (4)$$

Où R est le revenu primaire nominal, Y^p est la production potentielle. Y est la production effective et ε_R est l'élasticité des recettes par rapport à l'écart de production (output gap).

⁶⁶ Cela suppose qu'il n'y a aucun autre facteur automatique.

$$gap = \left(\frac{Y - Y^p}{Y^p} \right) \quad (5)$$

Les des dépenses primaires corrigées des variations conjoncturelles sont également définies comme suit :

$$G^{CA} = G \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\varepsilon_G} \quad (6)$$

Où G , des dépenses primaires nominales et ε_G l'élasticité des dépenses par rapport à l'écart de production.

Ensuite, le solde primaire corrigé des variations conjoncturelles est :

$$CAPB = R \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\varepsilon_R} - G \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\varepsilon_G} \quad (7)$$

Si l'élasticité des recettes est égale à 1 (à savoir, les revenus sont en parfaite corrélation avec le cycle) et l'élasticité des dépenses est égale à 0 (les dépenses ne sont pas affectés par le cycle), le solde primaire corrigé des variations conjoncturelles devient :

$$CAPB = R \left(\frac{Y^p}{Y} \right) - G \quad (8)$$

Le solde primaire cyclique est donc :

$$CPB = OB - CAPB + INT = R \left(1 - \frac{Y^p}{Y} \right) = \frac{R}{Y} Y^p gap \quad (9)$$

Par conséquent, si l'élasticité des dépenses est supposée égale à 0, le solde primaire cyclique dépend du niveau de taxation en points du PIB, de l'output gap et de la production potentielle.

Dans la pratique, les variables budgétaires sont rarement évaluées dans les niveaux nominaux, ce sont plutôt les ratios au PIB ou au PIB potentiel qui sont utilisés. Le choix de la variable d'échelle affecte le calcul des stabilisateurs automatiques. En effet, le solde primaire corrigé des variations conjoncturelles est souvent mesuré par rapport à la production potentielle :

$$\begin{aligned} capb &= \frac{CAPB}{Y^p} = \frac{R^{CA}}{Y^p} - \frac{G^{CA}}{Y^p} = \frac{R}{Y} \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\varepsilon_{R-1}} - \frac{G}{Y} \left(\frac{Y}{Y} \right)^{\varepsilon_{G-1}} \\ &= r(1 + gap)^{-\varepsilon_{R-1}} - g(1 + gap)^{-\varepsilon_{G-1}} \end{aligned} \quad (10)$$

Où gap est l'output gap et les r et g les ratios des recettes et des dépenses par rapport au PIB, tandis que $capb$ désigne le ratio du solde primaire corrigé des variations conjoncturelles par rapport au PIB potentiel.

Les outputs gap de (10) peuvent en outre être estimés comme suit :

$$caph = r(1 + gap)^{-\varepsilon_{k,t-1}} - g(1 + gap)^{-\varepsilon_{k,t-1}} \approx r(1 - (\varepsilon_k - 1)gap) - g(1 - (\varepsilon_k - 1)gap) \quad (11)$$

Cette expression capture le solde primaire structurel, c'est-à-dire non affecté par les fluctuations cycliques. La variation du *caph* est souvent utilisée pour estimer la taille et le coût de la politique discrétionnaire.

Une fois que le solde primaire corrigé des variations conjoncturelles est défini, comme en (10) ou (11), la partie cyclique ou automatique du solde primaire est calculée comme un résidu.

Pour ce qui est de l'estimation de la production potentielle, le FMI utilise plusieurs méthodes, mais souvent il opte pour le filtre Hodrick-Prescott (HP) pour sa simplicité et sa relative efficacité. Pour les pays industrialisés, le Fonds mesure la production potentielle (Y^*) à partir de la fonction de production de type Cobb-Douglas suivante :

$$Y^* = \alpha \log(N^*) + \beta \log(K^*) + a^*$$

N^* et K^* sont respectivement le niveau de plein emploi non inflationniste et le stock de capital d'équilibre, a^* est un indicateur de progrès technique.

4.1.2. Organisation de Coopération et de Développement Economiques

Pour l'OCDE, les premières analyses en matière d'indicateurs de politique budgétaire ont été commandées à un ensemble de spécialistes à la fin des années 1980, comme Blanchard, Gramlich ou Chouraki, à partir desquelles plusieurs travaux ont été menés pour aboutir à une position innovée pour l'estimation des soldes structurels et conjoncturels pour les pays de l'OCDE formalisée, par la suite, dans Girouard et alii (2005). Avant cet article, il y avait principalement, Price et Muller (1984, 1985), Giorno et alii (1995), den Noord (2000).

Depuis 1994, l'OCDE calcule le solde budgétaire structurel en utilisant des estimations de la production potentielle basées sur une approche de fonction de production. Le solde corrigé des variations conjoncturelles, b^* , est définie comme suit :

$$b^* = \left[\left(\sum_{i=1}^4 T_i^* \right) - G^* + X \right] / Y^* \quad (1)$$

Où,

G^* , les dépenses primaires courantes ajustées du cycle

T_i^* , la composante ajustée du cycle de la catégorie de la taxe i

X , recettes non fiscales moins dépenses d'investissement nettes des charges d'intérêts

Y^* , niveau de la production potentielle

Les composantes corrigées des variations conjoncturelles sont calculées à partir des recettes fiscales et les dépenses ajustées en respectant le rapport entre la production potentielle et la production effective ainsi que le rapport entre le chômage structurel et le chômage effectif et les élasticités :

$$\frac{T_i^*}{T_i} = \left(\frac{Y^*}{Y} \right)^{\varepsilon_{i,y}} \quad (2)$$

$$\frac{G^*}{G} = \left(\frac{U^*}{U} \right)^{\varepsilon_{g,u}} \quad (3)$$

Où :

- T_i , les recettes fiscales effectives pour la catégorie d'impôt i
- G , les dépenses courantes effectives primaires (hors investissement et dépenses d'intérêts)
- Y , niveau de la production effective
- U^* , niveau de chômage structurel
- U , niveau de chômage effectif

$\varepsilon_{i,y}$, élasticité de la catégorie fiscale i par rapport à l'output gap

$\varepsilon_{g,u}$, élasticité des dépenses publiques primaires courantes en respectant le rapport entre le chômage structurel et celui effectif.

A partir de ces relations, le solde corrigé des variations conjoncturelles peut être calculé comme suit :

$$b^* = \left[\left(\sum_{i=1}^4 T_i (Y^*/Y)^{\varepsilon_{i,y}} \right) - G (U^*/U)^{\varepsilon_{g,u}} + X \right] / Y^* \quad (4)$$

Conceptuellement, les élasticités des recettes $\varepsilon_{i,y}$ peuvent être séparées en deux composantes, une élasticité par rapport à une assiette fiscale pertinente, ε_{i,tb_i} et une élasticité de l'assiette fiscale par rapport à un indicateur cyclique, $\varepsilon_{tb,y}$:

$$\varepsilon_{i,y} = \varepsilon_{i,tb_i} \varepsilon_{tb,y} \quad (5)$$

Sur cet aspect, l'OCDE calcule l'impact du cycle économique sur les soldes budgétaires en utilisant des indicateurs qui capturent les effets du niveau d'utilisation des ressources, c'est-à-dire l'output gap et le gap du chômage (écart entre le chômage effectif et celui structurel).

La sensibilité cyclique globale du budget au cycle économique peut être mesurée par la semi-élasticité du solde budgétaire (en pourcentage du PIB) par rapport à l'output gap.

II.1.3. Banque Centrale Européenne (BCE)

Pour le Système Européen de Banques Centrales, l'article de référence est celui de Bouthevillain et alii (2001). De prime abord, l'article précise que dans la démarche de la BCE, le solde corrigé des variations conjoncturelles est calculé suivant la procédure standard en deux étapes à l'instar de l'OCDE, du FMI et de la Commission Européenne (CE).

Par ailleurs, la méthode décrite dans l'article, selon ses auteurs, présente certaines différences par rapport à la pratique standard et ce, outre la valeur différente du paramètre de lissage λ pour le filtre HP. Tout d'abord, afin de parvenir à une estimation plus précise des effets du cadre macroéconomique sur le budget, outre le PIB, cinq autres variables macroéconomiques sont utilisées et dont l'impact sur les finances publiques est plus direct. Il s'agit du salaire moyen du secteur privé, l'emploi dans le secteur privé, l'excédent d'exploitation des entreprises, la consommation privée et le chômage. Les quatre premières variables sont proches des préoccupations touchant les bases d'imposition et la cinquième est liée aux dépenses publiques les plus réactives aux cycles.

Deuxièmement, l'article comprend une sélection plus ciblée des postes budgétaires sujets à un ajustement cyclique, comparativement à ce qui se fait généralement. En particulier, l'exclusion des composantes des recettes qui figurent également sur le plan des dépenses et ne sont pas corrigées des variations conjoncturelles, par exemple, les impôts indirects payés par le gouvernement général à lui-même et à l'UE, les impôts directs et des cotisations sociales assises sur les salaires publics et les contributions sociales.

Pour le calcul des élasticités deux approches sont suivies par l'article. Elles sont estimées soit par des régressions économétriques, soit à partir de la législation fiscale ou celle des dépenses et les informations détaillées sur la répartition des revenus et des recettes. Les auteurs ont choisi de sélectionner l'approche la plus appropriée selon le pays, en fonction de la disponibilité des données ou des particularités budgétaires.

II.1.4. Commission Européenne (CE)

Deux Conseils d'ECOFIN (2002 et 2004) ont validé la fonction de production comme l'approche officielle d'estimation de l'output gap exploité dans le cadre de l'évaluation des programmes de stabilité et de convergence. Le filtre de HP devra être utilisé comme une méthode de vérification dans une période transitoire. La démarche de calcul par la CE du solde ajusté est détaillée dans l'article de Larch et alii (2009), très proche également de celle de l'OCDE.

Le CAB est calculé comme suit :

$$CAB_t = BB_t - \varepsilon.OG_t \quad (1)$$

Où :

BB_t , le solde budgétaire nominal par rapport au PIB pour l'année t ,

ε , le paramètre de sensibilité budgétaire,

OG_t , l'output gap pour l'année t , calculé par la méthode présentée dans la section précédente.

Le paramètre de sensibilité globale ε est obtenu en additionnant les élasticités des différents postes budgétaires, estimés par la méthodologie désagrégée de l'OCDE. Les élasticités des revenus individuels $\eta_{R,i}$ sont agrégées à l'élasticité des recettes globales η_R pondérée par la part de chaque impôt dans le total des impôts (Ri/R) :

$$\eta_R = \sum_{i=1}^4 \eta_{R,i} \frac{R_i}{R} \quad (2)$$

Quant à l'élasticité des dépenses η_G , elle peut être exprimée comme suit :

$$\eta_G = \eta_{G,U} \frac{G_U}{G} \quad (3)$$

Où :

$\eta_{G,U}$, l'élasticité des dépenses liées au chômage, également estimée à partir de méthodologie de l'OCDE,

$\frac{G_U}{G}$, la part des dépenses liées au chômage dans le total des dépenses primaires courantes.

Les variables budgétaires étant généralement exprimées en pourcentage du PIB, les élasticités des recettes et des dépenses η_R et η_G , qui mesurent la variation du niveau d'un poste budgétaire par rapport à l'output gap, sont transformées en paramètres de sensibilité comme suit :

$$\varepsilon_R = \eta_R \frac{R}{Y} \quad (4)$$

$$\varepsilon_G = \eta_G \frac{G}{Y} \quad (5)$$

Où :

$\frac{R}{Y}$, la part des impôts courants dans le PIB,

$\frac{G}{Y}$, la part des dépenses courantes primaires dans le PIB.

La différence $\varepsilon_R - \varepsilon_G$ représente le paramètre de sensibilité du solde budgétaire global ε utilisé dans l'équation de définition du *CAB*.

II.2. Approches statistiques et économétriques : VAR et VAR structurel

Les travaux empiriques qui ont appliqué la méthodologie VAR/SVAR au calcul du déficit structurel et conjoncturel ne sont pas très nombreux et n'ont commencé qu'à la fin des années 1990. Le plus ancien travail recensé parmi les publications existantes en la matière est celui de Bouthevillain et Quinet (1998) à travers un essai présenté dans un atelier de haut niveau sur les indicateurs budgétaires structurels organisé par la Banque Centrale d'Italie.

Presque un an après, Bruno (1999) publie un article où il suggère un nouvel indicateur d'orientation de la politique budgétaire en Europe, toujours on se basant sur un VAR structurel de type Blanchard et Quah (1989).

Bouthevillain et Garcia (2000) ont publié un deuxième article plus critique quant aux démarches poursuivies par les organisations internationales pour le calcul du solde structurel et présente comme alternative un VAR structurel, semblable à Bouthevillain et alii (1998).

Audenis et alii (2000, 2001) ont, pour leur part, proposé une décomposition du solde budgétaire en deux parties, structurelle et conjoncturelle, en se basant sur un VAR bivarié. En outre, Hjelm (2003) a proposé une méthode unique d'estimation du NAIRU, de l'output gap et du solde structurel. Il a donc mis en place un VAR structurel à trois variables dans l'esprit de Blanchard et Quah (1989) pour extraire le marché du travail, la productivité, et les chocs du cycle économique.

Afonso et alii (2007) ont, pour leur part, également mis en place un VAR à trois variables sur données annuelles : le PIB réel, les dépenses publiques et les recettes publiques.

Sur la base de ces travaux empiriques, trois catégories peuvent être dégagées :

1. SVAR bivarié dans l'esprit de Blanchard et Quah (1989). (Bouthevillain 1998 & 2000, Bruno 1999,).
2. VAR bivarié. (Audenis et alii 2000, 2001).
3. SVAR multivarié, (Hjelm 2003, Garcia et alii 2001, Afonso et alii, 2007).

II.2.1. VAR structurel bivarié

La décomposition de Blanchard et Quah (1989) est réalisée sur un VAR à deux variables : le chômage et la croissance du PNB. Pour le solde structurel, il s'agit de la croissance du PIB et du solde budgétaire en points du PIB dans Bouthevillain, et solde budgétaire primaire en points du PIB pour Bruno, 1999.

Les méthodes des institutions internationales ont tendance à surestimer la détérioration de la composante structurelle du solde budgétaire, l'output gap observé étant réduit par l'impact du lissage réalisé par la politique budgétaire. Avec l'approche VAR structurel, le déficit budgétaire et l'évolution de la production devront être déterminés concomitamment¹⁷.

La modélisation VAR Structurel bivarié permet la décomposition des fluctuations du déficit en pourcentage du PIB en différentes sources de perturbations. Celles provenant principalement de

¹⁷ Bouthevillain et alii 1998, page 16.

l'activité, ayant un effet de long terme (choc d'offre), et celles provenant de la politique budgétaire et n'ayant qu'un effet de court terme (choc de demande). La composante structurelle du déficit est définie comme l'accumulation des chocs budgétaires (ou chocs de demande) sur la période considérée. De façon analogue, la composante cyclique est dérivée des chocs d'activité (ou chocs d'offre). Comme les deux chocs sont indépendants (par construction) les deux composantes estimées sont non corrélées. L'avantage de cette méthodologie VAR est qu'elle permet de distinguer parfaitement la part du déficit ayant comme origine un choc budgétaire autonome de celle provenant d'un choc d'activité autonome (part conjoncturelle). Le déficit structurel ainsi calculé révèle la part discrétionnaire de la politique budgétaire en opposition avec la part « automatique ».

En suivant l'approche de Blanchard et Quah (1989), l'identification des chocs est obtenue en imposant une restriction sur l'effet de long terme d'une variable en niveau, a priori non stationnaire. En outre, dans un modèle à deux variables, une restriction seulement est nécessaire (ici celle de long terme ou choc d'offre). L'avantage de cette modélisation est qu'elle nécessite très peu d'hypothèses.

En matière de restriction nécessaire à la résolution du modèle, Bouthevillain (1998, 2000) a imposé comme hypothèse une valeur à la sensibilité du déficit à l'activité, à savoir une augmentation de 1% du PIB se traduit par une réduction de 0,6% du déficit à long terme. Cette valeur correspond à l'élasticité apparente des recettes au PIB proche de l'unité, à un taux de prélèvement de l'ordre de 45% et à une élasticité de transferts sociaux par rapport au PIB de -0,1.

Bruno (1999), pour sa part, n'a pas imposé de restriction sous forme d'hypothèse, il a résolu la matrice de passage représentant les chocs en utilisant une technique particulière de résolution des systèmes non linéaires : la procédure *fsolve* disponible dans le logiciel *MATLAB*⁶⁸.

II.2.2. VAR bivarié non contraint

Audenis et alii (2000, 2001) ont modélisé directement la dynamique conjointe de la croissance et du solde budgétaire à travers un modèle VAR stationnaire bivarié, ce qui est recommandé puisque les modèles VAR sont appropriés à l'étude des variables déterminées simultanément et dont la dynamique est liée.

Le modèle a été réduit en une équation décomposant le solde budgétaire actuel en trois termes : (1) l'influence du solde passé, (2) l'influence des taux de croissance présent et passé du PIB et (3) un terme résiduel représentant par construction un choc contemporain indépendant des variations conjoncturelles présentes et passées, comme il ressort de l'équation :

$$s = -0,025 + 0,32 * \Delta \ln Y + 0,32 * \Delta \ln Y_{-1} + 0,59 * s_{-1} + \eta$$

Où :

- s , solde budgétaire contemporain
- $\Delta \ln Y$, croissance contemporaine du PIB
- $\Delta \ln Y_{-1}$, croissance du PIB de l'année précédente
- s_{-1} , solde budgétaire de l'année précédent

⁶⁸ Bruno 1999, page 13.

Une fois cette équation estimée, il est possible de décomposer le solde en deux parties, cyclique et non-cyclique. Il suffit de calculer le solde qui aurait prévalu si la croissance ne s'était pas écartée de sa valeur tendancielle. Le solde non-cyclique est calculé en remplaçant dans l'équation la croissance effective du PIB par sa croissance tendancielle. Le solde cyclique s'en déduit par différence.

II.2.3. VAR structurel à plusieurs variables

Hjelm (2003) a fait une modélisation VAR structurel dans l'esprit de Blanchard et Quah (1989) pour effectuer des restrictions à long terme basées sur la théorie économique afin d'identifier les chocs structurels. Si à l'origine, Blanchard et Quah ont estimé un système VAR composé par deux variables, le modèle de Hjelm consiste en trois variables : le chômage, le PIB et le solde budgétaire.

Le système est donc conduit par trois chocs de long terme : (1) choc du marché du travail, (2) choc de productivité, (3) choc de cycle d'activité.

Sur la base de cette modélisation et des restrictions, les trois variables inobservables sont calculées à travers la décomposition historique de la manière suivante :

- NAIRU : c'est ce que devrait être la série du chômage en l'absence de chocs de productivité et de cycle d'activité.
- PIB potentiel : c'est ce que devrait être la série du PIB en l'absence de choc de cycle d'activité, l'output gap étant déduit par $(\frac{y}{y^*} - 1) * 100$
- Solde budgétaire structurel : c'est ce que devrait être la série du solde budgétaire en l'absence de choc de cycle d'activité.

Afonso et alii (2007) qui utilisent un VAR à trois variables sur données annuelles : la production réelle, les dépenses publiques et les recettes publiques, ont également supposé trois chocs qui concernent les variables budgétaires et la production. Il y a un choc d'offre qui a un effet à long terme sur la production, les deux autres ayant des effets à court terme. Ces deux chocs peuvent être interprétés, respectivement, comme un choc générique de cycle d'activité qui capture les fluctuations à court terme autour de l'état d'équilibre de la production et un choc budgétaire avec des effets de demande à court terme sur la production.

II.3. Brève revue des travaux empiriques relatifs au Maroc

Les travaux empiriques traitant de l'analyse de l'orientation de la politique budgétaire sont assez nombreux et peuvent être classés selon la méthodologie poursuivie. Au niveau national, certaines études se sont intéressées à la question et ont dans leur totalité utilisée la démarche des institutions internationales. En effet, dans son mémoire de DES, Oubelkas (1995), en traitant de l'affinement des soldes budgétaires et de leur importance en matière d'interprétation des actions budgétaires subies et celles voulues ou discrétionnaires, il a traité du solde structurel. Il a adopté à cet effet, une démarche utilisée par la Banque mondiale dans la rédaction dans son rapport sur le Maroc datant de 1992, laquelle démarche a été développée dans le cadre des travaux de l'OCDE à la fin des années 1970. En effet, l'auteur a réalisé une analyse globale de décomposition des variations des postes budgétaires. Dans l'analyse chiffrée de la décomposition des variations des postes budgétaires en variations discrétionnaires et induites, l'année de référence pour le cas du Maroc a été 1982. En se basant sur les déviations des dépenses et des recettes publiques en pourcentage du PIB par rapport à l'année de référence, il a été possible de déterminer le solde budgétaire global en pourcentage du

PIB. Dans son étude, il s'est limité à la période 1982-1992, caractérisée par l'application du PAS et qui a conduit à une baisse du déficit budgétaire. Dans cette baisse, les mesures discrétionnaires (le PAS) interviennent pour plus de la moitié, le reliquat étant induit par des changements favorables de l'environnement économique (baisse des prix du pétrole, dépréciation du dollar, etc.).

En 1998, la Direction des Etudes et des Prévisions Financières (DEPF) du Ministère des Finances a publié un document faisant une analyse historique du solde structurel et celui cyclique. L'étude a été menée sur la période 1990-1998. Parmi les principales conclusions, on a précisé que le déficit conjoncturel a évolué de manière proportionnelle à l'output gap calculé par le filtre de HP. Il a été limité à 1% du PIB durant la période d'analyse. Pour ce qui est du déficit structurel, il a été élevé au Maroc et quasiment proche du déficit global, surtout depuis l'adoption du nouveau cycle budgétaire (juillet-juin). Cette Direction du département des Finances a entre temps publié des chiffres au niveau du tableau de bord des finances publiques. En 2008, à l'occasion de la présentation du projet de loi de finances 2009, une analyse plus poussée a été publiée dans le Rapport Economique et Financier. Les principaux résultats du rapport font ressortir qu'entre 2001 et 2004, phase de ralentissement économique au Maroc, le solde structurel s'est situé en moyenne aux alentours de 4,1% du PIB, avec toutefois une tendance baissière. A partir de 2005, une amélioration de 1,2 point a été enregistrée. Le solde structurel est devenu de plus en plus faible parallèlement à la phase ascendante du cycle dans lequel s'est inscrite l'économie. Par ailleurs, lors de la présentation du projet de loi de finances de l'année 2010, une sous-section du rapport économique et financier a été consacrée à la question de l'orientation de la politique budgétaire. Selon les auteurs, la situation des finances publiques a marqué une amélioration certaine. En effet, le solde structurel est passé de 4,8% du PIB en 2001 à 0,8% du PIB en 2008, ce qui a été à l'origine de la maîtrise du solde budgétaire hors privatisation qui a été ramené d'un déficit de 5,3% du PIB en 2001 à un excédent de 0,4% du PIB en 2008. Pour ce qui est du rapport économique et financier accompagnant la loi de finances de 2011, l'exercice de l'analyse de l'orientation de la politique budgétaire n'a pas été réalisé ou du moins non publié.

Tounsi (2004), dans sa thèse sur la contrainte budgétaire au Maroc, a consacré un chapitre à l'analyse des soldes budgétaires améliorés au Maroc. L'objectif était d'approcher le déficit budgétaire en faisant référence à son contenu, (structurel et conjoncturel), à ses déterminants et à la nature de ses sources de financements. Au niveau du contenu des déficits, l'analyse menée a été basée, principalement, sur les publications de la DEPF⁶⁹ et l'étude de Mansouri (2002), ainsi qu'une analyse approfondie des déterminants des soldes calculés. Globalement, il a été constaté que le déficit budgétaire au Maroc est éminemment structurel, ce qui limite les marges de manœuvre de la politique budgétaire.

III. ORIENTATION DE LA POLITIQUE BUDGETAIRE : APPLICATIONS ET PREMIERS RESULTATS

Dans cette section, il est question de faire une première estimation des deux composantes du solde budgétaire, à savoir le solde conjoncturel et le solde structurel par trois méthodes. Deux méthodes réputées chez les institutions internationales et beaucoup d'autorités monétaires et financières. Une troisième méthode dite alternative basée sur un modèle VAR structurel à deux variables.

⁶⁹ Calcul des soldes structurels et cycliques (1998). Tableau de bord des finances publiques de 2003.

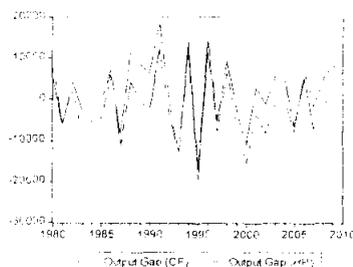
III.1. Estimation du solde structurel : méthode des institutions internationales

Dans la démarche des institutions internationales, le solde structurel est calculé en retranchant du solde effectif la composante conjoncturelle, laquelle réalisée à partir d'une mesure de la position de l'économie dans le cycle, à travers l'output gap.

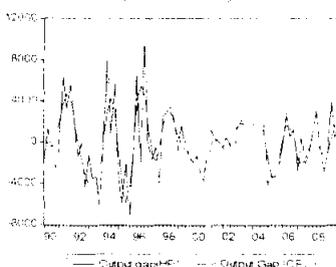
III.1.1 Estimation de la production potentielle et de l'output gap

La production potentielle et l'output gap sont des variables non observées et sont difficiles à estimer d'une manière totalement satisfaisante et surtout cohérente selon les méthodes utilisées. Note choix de départ a porté sur la comparaison de deux techniques statistiques de décomposition du PIB : le filtre de HP et le filtre de Christiano-Fitzgerald (CF).

Graphique 1 : Ecarts de production en niveau



Graphique 3 : Output gap en niveau (en millions)



Les outputs gap (HP et CF) en données trimestrielles et annuelles en niveau correspondent parfaitement. L'exercice a été effectué pour les données en taux de croissance, les résultats ont montré certaines divergences principalement dans les données trimestrielles.

III.1.2 Estimation du solde structurel

Les deux démarches ont comme variantes (1) la manière de corriger les recettes et les dépenses des effets de la conjoncture et (2) la sensibilité de ces agrégats à l'output gap c'est-à-dire les élasticités.

Dans cette première démarche de correction, il s'agira d'identifier les recettes fiscales les plus touchées par l'activité économique. Dans la littérature, spécifiquement de l'OCDE, on considère l'IS, l'IR, les droits d'enregistrement et les impôts indirects.

Pour corriger les recettes fiscales, on a procédé par la méthode statistique, à savoir ici l'application du filtre de HP aux recettes effectives de ces impôts. Les résultats seront considérés comme des recettes tendanciennes (IS*,...), ou corrigées des fluctuations conjoncturelles.

Côté dépenses, il a été procédé de la même manière, en corrigeant les dépenses publiques courantes primaires des fluctuations conjoncturelles. C'est-à-dire en appliquant le filtre HP au total des dépenses hors dépenses en intérêts de la dette et dépenses d'équipement. Il est à noter que la correction des dépenses est assez problématique en liaison avec leur composition. En effet, une partie des dépenses dépendrait de décisions de politique en réaction aux exigences électorales ou de pression sociale et non pas nécessairement à la position du cycle économique.

Quant à la deuxième méthode, les recettes et les dépenses corrigées seront estimées par les élasticités, qui selon les études empiriques peuvent être calculées ou prises comme hypothèse. Dans notre cas, elles ont été estimées par une régression linéaire. La correction des recettes et des dépenses à l'output gap $\varepsilon_{i,j}$ a été réalisée à travers les équations (2) et (3) de l'OCDE (section II.1.2).

Avec cette méthode, la différence entre les recettes structurelles et celles effectives est très minime. Ce résultat reflète la faible sensibilité de ces variables à l'évolution de l'output gap. Ce dernier étant assez stable et proche de la croissance réelle de l'économie.

Tableau de comparaison entre les deux méthodes de correction

		1999	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Elasticités	IS*	11 192	11 913	13 250	14 593	15 832	19 750	23 754	30 114	45 920	40 651	38 707
Lissage (HP)		9 353	12 545	14 642	17 113	19 970	23 198	26 742	30 506	34 372	38 213	42 028
Elasticités	IR*	11 580	15 651	16 763	17 853	19 685	23 297	24 017	28 096	32 557	27 345	24 902
Lissage (HP)		12 362	15 282	16 902	18 598	20 342	22 098	23 822	25 480	27 042	28 503	29 918
Elasticités	DET*	4 128	4 625	5 128	5 316	5 496	6 480	7 162	9 364	10 168	9 979	9 946
Lissage (HP)		3 959	4 725	5 191	5 717	6 304	6 948	7 637	8 354	9 078	9 797	10 513
Elasticités	II*	37 476	39 843	41 019	42 047	44 266	48 973	54 231	67 292	79 201	72 622	77 436
Lissage (HP)		35 523	40 003	42 795	46 036	49 760	53 956	58 560	63 450	68 469	73 496	78 525
Elasticités	DD*	13 052	12 539	12 518	10 703	11 416	12 621	12 169	13 455	13 595	10 377	10 378
Lissage (HP)		12 373	12 325	12 280	12 233	12 193	12 152	12 095	12 012	11 891	11 738	11 575

En outre, l'étape finale d'estimation des soldes structurel (S^*) et conjoncturel dans la conception des institutions internationales est basée sur l'équation (4) de l'OCDE (section II.1.2).

Le solde conjoncturel est, par construction, le deuxième élément du solde budgétaire à côté du solde structurel. Il est donc égal à la différence entre le solde budgétaire global et le solde structurel.

III.2. Estimation du solde structurel : méthode du VAR structurel

Il s'agit d'un VAR à deux variables, déficit en pourcentage du PIB à prix courants et croissance du PIB réel, sur données trimestrielles de T1:1990 à T4:2010. Les variables ont été désaisonnalisées et sont stationnaires en première différence pour le déficit sur le PIB et en dlog pour le PIB en termes réels. L'analyse des retards par les critères d'Akaike, Schwarz et Hannan-Quinn donnent un retard optimal de 4.

La forme structurelle du VAR permet d'imposer les restrictions afin de dégager les composantes structurelle et conjoncturelle dans l'esprit de Blanchard et Quah. Dans le cas d'un SVAR bivarié seul une restriction est suffisante, c'est-à-dire dans notre cas celle de long terme. La décomposition historique des séries, suite au choc imposé au modèle, a été résolue par l'instruction *bqfactor* sur

RATS, ce qui a donné la composante de long terme, autrement dit la partie structurelle qui ressort de la dynamique de fluctuation des deux variables du modèle.

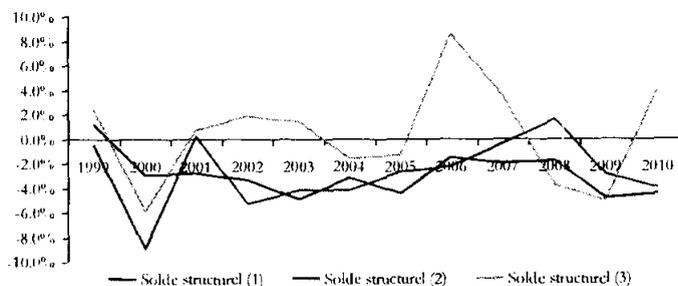
III.3. Synthèse des résultats des trois méthodes

Les trois méthodes semblent donner des résultats différents en matière de soldes structurels et conjoncturels. Néanmoins les méthodes inspirées de celles des institutions internationales présentent le même profil. Il est à noter, qu'à l'exception de 2002, 2003, 2006, 2007 et 2010 le solde structurel issu du SVAR suit également la même tendance et présente des chiffres très proches.

Tableau de comparaison entre les résultats des trois méthodes, en % du PIB courant

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Solde budgétaire	0.4%	-6.1%	-8.0%	-4.2%	-4.4%	-4.0%	-5.2%	-2.0%	0.2%	0.4%	-2.7%	-4.5%
1^{ère} méthode (1)												
Solde structurel	-0.5%	-9.0%	0.1%	-5.4%	-4.2%	-4.3%	-2.7%	-2.3%	-0.5%	1.6%	-2.9%	-4.1%
Solde conjoncturel	0.9%	2.9%	-8.2%	1.2%	-0.2%	0.2%	-2.5%	0.4%	0.6%	-1.2%	0.3%	-0.4%
2^{ème} méthode (2)												
Solde structurel	1.2%	-3.0%	-2.8%	-3.4%	-5.0%	-3.2%	-4.5%	-1.6%	-2.0%	-1.8%	-4.9%	-4.5%
Solde conjoncturel	-0.8%	-3.1%	-5.2%	-0.8%	0.6%	-0.8%	-0.7%	-0.4%	2.2%	2.2%	2.2%	0.0%
SVAR (3)												
Solde structurel	2.4%	-6.0%	0.7%	1.8%	1.4%	-1.6%	-1.3%	8.6%	3.5%	-3.8%	-5.1%	4.0%
Solde conjoncturel	-2.0%	-0.1%	-8.7%	-6.0%	-5.8%	-2.4%	-3.9%	-10.5%	-3.3%	4.2%	2.4%	-8.5%

Soldes structurels en % du PIB courant



Boutevillain et alii (2000) avaient précisé que la méthode SVAR a tendance à exagérer les effets et donc les résultats présentent des écarts parfois significatifs par rapport aux méthodes à deux étapes.

Tableau des statistiques descriptives

		Moyenne	Ecart-type	Médiane	Maximum	Minimum
	Solde budgétaire global	-3.3%	0.027	-0.041	0.4%	-8.0%
1ère méthode (1)	Solde structurel	-2.8%	0.029	-0.028	1.6%	-9.0%
	Solde conjoncturel	-0.5%	0.027	0.003	2.9%	-8.2%
2ème méthode (2)	Solde structurel	-3.0%	0.018	-0.031	1.2%	-5.0%
	Solde conjoncturel	-0.4%	0.022	-0.006	2.2%	-5.2%
SVAR (3)	Solde structurel	0.4%	0.042	0.010	8.6%	-6.0%
	Solde conjoncturel	-3.7%	0.045	-0.036	4.2%	-10.5%

Une analyse des statistiques descriptives relatives aux sorties des différentes méthodes confirme l'idée des rapprochements entre les deux premières méthodes. Quant à la méthode SVAR, les max et min démontrent les exagérations discutées par Bouthevillain et alii (2000). En outre, la dispersion est plus élevée dans le SVAR comme en témoigne l'écart-type, alors que pour les deux premières méthodes la dispersion est très proche de celle du solde budgétaire globale, ce qui traduit la stabilité des méthodes. Cette diversité se manifeste également dans la moyenne, qui est de près de -3% pour le solde budgétaire effectif et les soldes structurels des deux premières méthodes, alors que le SVAR donne une moyenne de +0,4% pour le solde structurel.

CONCLUSION

L'objectif de cet article a été double. D'une part, mettre en relief les plus importantes évolutions des agrégats des finances publiques sur trois décennies à la lumière de la lecture des statistiques du Trésor et une présentation des plus importants faits stylisés qui les ont accompagnées. En effet, l'analyse des tendances lourdes de la politique budgétaire du Maroc ne peut se limiter à cette méthodologie de lecture mais devrait être menée plus profondément en analysant les interactions entre les secteurs et les interdépendances économiques. La politique budgétaire fait d'ailleurs partie des politiques économiques, au même titre que la politique monétaire, politique de change, politique commerciale ou politique sociale. Les finances publiques constituent ainsi une caisse de résonance des décisions en matière politique et de pressions, aussi bien économique, sociale qu'internationale.

Par ailleurs, mettre en clair les bases d'une évaluation de la politique budgétaire du point de vue de son orientation et des effets qui lui sont imposés, qu'ils soient déliés ou subis, constitue un élément supplémentaire et souvent indispensable de la relecture des finances publiques d'un pays et le deuxième objectif de ce papier.

Globalement, les trois méthodes utilisées afin de dégager une décomposition du solde budgétaire en partie discrétionnaire et partie automatique ont montré une certaine divergence, laquelle a été confirmée par les récents travaux en la matière. La grande difficulté serait donc la détermination de la démarche qui refléterait, autant que faire se peut, la réalité de cette décomposition.

Bibliographie des articles

- Afonso, A., Claeys, P., «The dynamic behaviour of budget components and output», WORKING PAPER SERIES, NO 775, 2007.
- Altâr, M., Necula, C., Bobeică, G., «Estimating The Cyclically Adjusted Budget Balance For The Romanian Economy», Romanian Journal of Economic Forecasting, 2010.
- Audenis, C., Ménard, L., Prost, C., « Finances publiques et cycle économique : une autre approche », INSEE, 2001.
- Audenis, C., Prost, C., « Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées ». Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques Série des documents de travail G 08, 2000.
- Baghli, M., Bouthevillain, C., Bandt, O., Fraïsse, H., Bihan, H., Rousseaux, P., « PIB potentiel et écart de PIB: quelques évaluations pour la France ». Banque de France, NER 89, 2002.
- Benes, J., Clinton, K., Garcia-Saltos, R., Johnson, M., Laxton, D., Manchev, P., Matheson, T., «Estimating Potential Output with a Multivariate Filter», IMF Working Paper 10285, 2010.
- Blanchard, O., Quah, D., « The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances», American Economic Review, 1989.
- Blanchard, O., « Suggestions for a new set of fiscal indicators», OECD, Economics and Statistics, Working Papers No. 79, 1990.
- Blanchard, O., Chouraqui, J-C., Hagemann, R-P., Sartor, N., « The sustainability of fiscal policy new answers to an old question», OECD Economic Studies No. 15, 1990.
- Blanchard, O., Perotti, R., « An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output», the quarterly journal of Economics, 2002.
- Blejer, M., Cheasty, A., «The Measurement of Fiscal Deficits: Analytical and Methodological Issues», Journal of Economic Literature, Vol. 29, No. 4, pp. 1644-1678, 1991.
- Bodmer, F., Geier, A., « Estimations du déficit structurel suisse, 2002 à 2007 ». Revue de l'OCDE sur la gestion budgétaire Volume 4 n°2, page 87 à 114, 2004.
- Bornhorst, F., Dobrescu, G., Fedelino, A., Gottschalk, J., Nakata, T., «When and How to Adjust Beyond the Business Cycle? A Guide to Structural Fiscal Balances», IMF, Fiscal Affairs Department, 2011.
- Bouthevillain, C., Garcia, S., « Limites des méthodes d'évaluation et pertinence du concept du déficit public structurel », Revue Française d'Economie, 2000.
- Bouthevillain, C., Cour-Thimann, P., Van Den Dool, G., Hernandez De Cos, P., LANGENUS, G., MOHR, M., MOMIGLIANO, S., TUJULA, M., « Cyclically Adjusted Budget Balances: an Alternative Approach», ECB Working Paper, n°77, 2001.
- Bouthevillain, C., Quinet, A., «The relevance of cyclically-adjusted public balance indicators – the French case», Indicators of Structural Budget Balances, Banca d'Italia, 1998.
- Bruno, C., « Les déficits publics en Europe : suggestions pour un nouvel indicateur de l'orientation de la politique budgétaire », OFCE, IDEI N° 99-05, Université de sciences sociales, Paris, 1999.
- Burnside, C., Meshcheryakova, Y., «Cyclical Adjustment of the Budget Surplus: Concepts And Measurement Issues», Duke University and NBER, Northwestern University, 2004.
- Briotti, M., «Fiscal adjustment between 1991 and 2002: stylised facts and policy implications», OCCASIONAL PAPER SERIES n9, 2004.
- Cajner, T., «Cyclically adjusted budget balances in Slovenia». Bank of Slovenia, 2005.
- Chalk, N-A., «Structural balances and all that: which indicators to use in assessing fiscal policy», IMF Working Paper 02101, 2002.
- Chouraqui, J., Hagemann, R-P., Sartor, N., «Indicators of Fiscal Policy, a re-examination», OECD Economics Department, Working Papers No. 78, 1990.
- Cour, P., Le Bihan, H., Sterdyniak, H. « La croissance potentielle », CEPII, l'économie mondiale, p. 94-105, 1998.

- Duchene, S., Levy, D., « Solde « structurel » et « effort structurel » : un essai d'évaluation de la composante « discrétionnaire » de la politique budgétaire », *Analyses Economiques* N°18, 2003.
- El-Ganainy, A., Weber, A., « Estimates of the Output Gap in Armenia with Applications to Monetary and Fiscal Policy », *IMF Working Paper* 10197, 2010.
- Fedelino, A., Ivanova, A., Horton, M., « Computing Cyclically Adjusted Balances and Automatic Stabilizers », *IMF, Fiscal Affairs Department, Technical Notes and Manuals*, 2009.
- Ford, B., « Structural fiscal indicators: an overview », *Australian Government Treasury*, 2007.
- Garcia, S., Verdelhan, A., « Le policy-mix de la zone euro Une évaluation de l'impact des chocs monétaires et budgétaires », *Économie et Prévision* n°148 2001-2, 2001.
- Giordano, R., Momigliano, S., Neri, S., Perotti, R., « The effects of fiscal policy in Italy: Evidence from a VAR model », *Temi di discussione (Working papers) N°665, Banca d'Italia*, 2008.
- Giorno, C., Richardson, P., Roseveare, D., Van Den Noord, P., « Production potentielle, écarts de production et soldes budgétaires structurels », *OCDE, economics department working papers* NO. 152, 1995.
- Girouard, N., André, C. « Measuring cyclically adjusted budget balances for OECD countries », *OCDE, Document de travail du Département des affaires économiques, WP N° 434*, 2005.
- González-Minguez, J-M., De Cos, P-H., Del Río, A., « An analysis of the impact of GDP revisions on cyclically adjusted budget balances », *Documento Ocasional n° 0309, Banco de España*, 2004
- Gramlich, E-M., « Fiscal Indicators », *Economics Department Working Papers, No. 80, OECD*, 1990.
- Grundžīza, S., Stikuts, D., Tkačevs, O., « Cyclically adjusted balance of Latvia's general government consolidated budget », *Latvijas Banka*, 2005.
- Hagermann, R., « The structural budget balance, the IMF's methodology », *IMF working paper* 9995, 1999.
- Hjelm, G., « Simultaneous determination of NAIRU, output gaps, and structural budget balances: Swedish evidence », *NIER, working paper* 81, 2003.
- Price, R., Muller, P., « Indicateurs budgétaires structurels de la politique budgétaire des pays de l'OCDE et interprétation de l'orientation ». *OCDE*, 1985.

Ouvrages et rapports

- Agenor, P-R, Montiel, P-J, « *Development Macroeconomics* », Princeton and Oxford, Princeton University Press, 3rd Edition, 2008.
- Annales Marocaines d'Economie, actes du colloque international de l'AEM sur « Bilan décennale du programme d'ajustement structurel et perspectives de l'économie marocaine », Revue trimestrielle de l'Association des Economistes Marocains*, 1993.
- Berrada, A., PREFACE in « *Politique de réduction du déficit budgétaire et croissance économique au Maroc : Etat des lieux et perspectives d'avenir* », EL MATAOUI, 2008.
- Blanchard, O., Cohen, D., « *Macroéconomie* », Pearson Education, 3^{ème} édition, 2004.
- « *Déficit structurel et déficit cyclique au Maroc* », *DEPF/MEF, document de travail* N°33, 1998.
- El Mataoui, B., « *Pclitique de réduction du déficit budgétaire et croissance économique au Maroc : Etat des lieux et perspectives d'avenir* », EL MAARIF AL JADIDA, 2008.
- Fischer, S., Dornbusch, R., « *Macroéconomie* ». Dunod, 2002.
- Karim, M., « *La viabilité budgétaire et financière au Maroc* », El Maarif Al Jadida, 2010.
- Landais, B., « *Leçons de politique budgétaire* ». De Boeck & Larcier, 1998.
- Rapports annuels de Bank Al-Maghrib.
- Talineau, L., (sous la direction de) « *L'équilibre budgétaire* », *Economica*, 1994.
- Tableaux de Bord des finances publiques, *DEPF/MEF, www.finances.gov.ma*

Watson, M.W., « Vector autoregression and cointegration », Handbook of econometrics, ed. by Engle and d. McFadden. Elsevier, New York, 1994.

Bibliographie des thèses

Oubelkas, H., « Problématique de gestion des soldes budgétaires et perspectives de leur financement au Maroc (1976-1993) », FSJES, Rabat, 1995.

Mansouri, « Soutenabilité, déterminants et implications macroéconomiques des déficits publics dans les PVD : cas du Maroc », Doctorat d'Etat, Université Hassan II, 2002.

Tounsi, S., « La contrainte budgétaire au Maroc », FSJES, Agdal, 2004.

Annexes

Tableau 1 : Croissance économique

	1990	1992	1994	1998	2002	2004	2008	2009	2010	Moy (1980-90)	Moy (1990-00)	Moy (2000-10)
PIB nominal, en MM dh	238	274	314	384	445	505	689	736	764			
Croissance nominale globale, en %	11	1,3	11,9	8,3	4,5	5,9	11,8	6,9	3,8	11,2	5,3	6,9
PIB réel, en MM dh	297	310	342	384	436	486	585	614	635			
Croissance réelle globale, en %	2,8	-2,9	11,5	8,0	3,3	4,8	5,6	4,9	3,5	4,7	3,0	4,9
PIB non agricole, en MM dh	240	264	273	316	372	405	504	510	534			
Croissance réelle NA, en %	5,2	5,6	3,7	4,6	3,2	4,9	4,0	1,1	4,8	4,3	3,6	4,6

Source : HCP

Tableau 2 : Principales variables budgétaires, en pourcentage du PIB

	1990	1992	1994	1998	2002	2004	2008	2009	2010	Moy (1980-90)	Moy (1990-00)	Moy (2000-10)
Recettes ordinaires	21,4	23,3	21,6	22,0	22,1	22,2	29,7	25,7	25,3	19,4	22,2	24,3
Recettes fiscales	19,5	21,2	19,0	19,2	19,7	19,3	27,0	22,7	22,7	17,5	19,7	21,6
Recettes non fiscales	1,9	2,1	2,6	2,2	1,6	2,2	2,4	2,5	2,1	1,9	2,1	2,1
Dépenses globales	24,6	25,2	25,1	25,1	26,3	26,3	29,3	27,8	29,9	26,8	25,3	28,0
Personnel	9,1	9,5	9,4	10,2	10,9	11,2	10,2	10,3	10,2	9,5	9,7	10,9
Investissement	6,5	6,2	6,1	4,0	4,5	4,2	5,5	6,3	6,1	7,4	5,8	5,1
Solde ordinaire	3,4	4,3	3,2	2,3	1,6	2,5	6,9	4,9	4,3	0,0	3,1	3,7
Solde primaire	2,4	3,0	2,2	1,6	-0,1	0,5	3,1	0,2	-2,3	4,8	5,1	6,7
Solde budgétaire	-3,2	-1,9	-3,5	-3,1	-4,2	-4,0	0,4	-2,2	-4,6	-7,4	-3,1	-3,6

Source : MEF/DEPF et DTFE

Tableau 3 : Principales composantes des recettes et des dépenses en pourcentage

	1990	1992	1994	1998	2002	2004	2008	2009	2010	Moy (1980- 90)	Moy (1990- 00)	Moy (2000- 10)
Recettes ordinaires	100	100	100									
Recettes fiscales	91,1	91,0	85,4	87,1	83,0	85,2	90,7	88,5	89,7	90,3	87,2	85,6
Impôts directs	27,3	26,6	21,8	27,1	31,0	34,4	40,0	37,9	33,2	22,5	25,5	32,7
Impôts indirects	39,4	41,0	41,1	40,4	37,7	37,5	39,1	39,5	45,0	40,8	40,6	38,8
Droits de douane	19,7	19,3	18,6	15,2	9,7	8,4	6,7	6,3	6,3	19,7	16,9	9,2
Enregistrement et timbre	4,8	4,2	4,0	4,4	4,7	4,9	5,0	4,8	5,2	7,4	4,3	4,8
Recettes non fiscales	8,9	9,0	14,6	10,5	14,0	12,8	7,9	9,6	8,5	9,7	11,0	11,7
Recettes de certains CST				0,9	3,0	2,0	1,3	1,9	1,8	0,0	2,9	2,7
Dépenses globales	100	100	100									
Dépenses ordinaires	73,5	75,4	75,9	83,0	83,1	83,9	80,6	76,8	77,6	72,8	77,2	81,1
Fonctionnement	49,2	53,5	51,8	59,6	62,9	62,3	55,1	61,4	56,1	50,3	54,0	60,3
Intérêts de la dette	22,6	19,6	20,1	19,5	13,9	12,6	9,4	8,7	8,5	17,8	19,8	12,7
Compensation	1,7	2,3	4,1	3,9	6,2	8,9	16,1	6,7	13,1	4,7	3,5	8,1
Investissement	26,5	24,6	24,1	17,0	16,9	16,1	19,4	23,2	22,4	27,2	22,8	18,9

Source : MEF/DEPF et DTFE. Calculs de l'auteur.

Mesure de la productivité totale des facteurs dans le secteur agricole Marocain: étude sur un panel de pays méditerranéens (1990-2008)

ALI DOUMI

*Université Mohammed V- Agdal
Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales
Rabat
ali.doumi@gmail.com*

Résumé

Dans cet article on explore l'évolution de la productivité totale des facteurs de production, en termes d'efficacité technique, dans le secteur agricole, de dix pays de la méditerranée, dont cinq pays du sud européens et quatre pays arabes plus la Turquie. Dans cette étude, Nous apporterons quelques éclairages sur la mesure de la productivité totale des facteurs. Notre étude empirique se base sur la méthode d'estimations développée récemment dans le cadre de panel dynamique. Nous utiliserons la méthode des moments généralisés en système d'Arellano-Bover (1995), notre étude porte sur la période 1990-2008. Les conclusions totales soulignent que la productivité totale des facteurs a, dans l'ensemble, connu une évolution positive mais globalement très faible, tout en restant positif pour le cas du Maroc, sauf pour les années 1995 et 2007 où, on a enregistré une évolution négative. Tout de même, en performance d'évolution de la PTF, le Maroc se situe derrière l'Égypte et la Grèce et devant le reste des pays échantillonnés.

Mots clés : productivité totale des facteurs - méthode des moments généralisés (GMM-système) - panel dynamique

Abstract

This article explores the evolution of the total productivity for factors of production, in terms of technical efficiency in the agricultural sector, from ten Mediterranean countries, including five south European countries and four Arab countries plus Turkey. In this study, we'll discuss the measurement of total factor productivity. Our empirical study is based on estimates of the method recently developed in the context of dynamic panel. We will use the generalized method of moments in Arellano-Bover system (1995). The study is conducted for the period 1990-2008. The findings emphasize that the overall total factor productivity has, overall, a positive trend but overall very low, while remaining positive for the case of Morocco, except the years 1995 and 2007 where there was a negative trend. Still, changes in performance of TFP, Morocco is located behind Egypt and Greece and to the rest of the countries sampled.

Keywords: *total factor productivity* - generalized method of moments (GMM-system) - dynamic panel.

INTRODUCTION

On considère, le plus souvent, qu'une augmentation de la productivité permet de réduire les prix de production de l'ensemble des biens, de hausser le niveau de vie des citoyens, d'augmenter la rentabilité des entreprises et d'améliorer la compétitivité de l'économie nationale. C'est pourquoi la productivité est un phénomène dont on tient largement compte dans l'établissement de politiques économiques.

Ainsi la croissance de la productivité est le fondement de l'amélioration des revenus réels et du bien-être. Une croissance lente de la productivité limite la progression des revenus réels et accroît les risques de conflits quant à la redistribution des revenus (Englander et Gurney, 1994). Par conséquent, les mesures du niveau et de la croissance de la productivité sont des indicateurs économiques particulièrement importants.

En effet, l'amélioration de la productivité devient donc un objectif à atteindre, et pour atteindre ce but, il est important, d'une part de saisir ce qui cause les mouvements de productivité et les différences entre les pays, entre les entreprises et entre les industries.

En principe, la productivité est un indicateur plutôt simple. Elle décrit la relation entre la production et les facteurs nécessaires pour l'obtenir. En dépit de l'apparente simplicité de ce concept, le calcul de la productivité pose un certain nombre de problèmes, qui deviennent cruciaux dès lors qu'on cherche à comparer d'un pays à l'autre la croissance et le niveau de la productivité, soit dans l'ensemble de l'économie, soit dans différents secteurs.

En gros, les mesures de la productivité⁷⁰ peuvent être classées en deux catégories : les mesures de la productivité monofactorielle (elles rapportent une mesure de la production à une mesure d'un seul facteur de production) et les mesures de la productivité multifactorielle (rapportant une mesure de la production à un ensemble de facteurs de production). On distingue aussi – ce qui est particulièrement intéressant au niveau du secteur ou de l'entreprise – entre d'une part, les mesures qui rapportent la production brute à un ou plusieurs facteurs de production et, d'autre, part celles qui recourent à un concept fondé sur la valeur ajoutée pour saisir les évolutions de la production.

Ainsi vue l'évolution des préoccupations concernant la sécurité alimentaire et des ressources naturelles, et l'ouverture progressive des marchés agricoles au cours de la récente vague de la mondialisation, et vue que le Maroc est un pays à vocation agricole, l'étude et l'analyse de la productivité totale des facteurs dans le secteur agricole du Maroc, et la comparaison de cette PTF avec l'évolution dans des principaux pays concurrents s'avèrent nécessaire.

L'objectif central de cet article est d'explorer l'évolution de la productivité globale des facteurs de production du secteur agricole de dix pays de la méditerranée sous couvert d'une analyse paramétrique en utilisant la méthode GMM en système. L'étude est réalisée à partir des données de panel, et elle vise deux objectifs spécifiques :

• Déterminer l'évolution de la productivité globale des facteurs dans le secteur agricole des pays échantillonnés.

⁷⁰ Voir le manuel de l'OCDE, sur la mesure de la productivité.

• Comparer l'évolution de la performance de l'agriculture Marocaine, en terme d'efficience technique, avec celle des principaux pays concurrents.

Le papier est organisé comme suit, la section suivante donne un aperçu sur les fondements théoriques, la deuxième section présente le cadre économétrique, les données utilisées, et les résultats d'estimation de la fonction de production par la méthode des moments généralisés (GMM) en système de Arellano-Bover⁷¹. Enfin, les conclusions sont résumées dans la dernière section.

1- FONDAMENT THEORIQUE

La notion théorique de productivité est très ancienne; elle se retrouve de manière plus ou moins explicite dans les travaux des économistes classiques. Une référence souvent citée par les économistes est Smith (1776).

Bien que plus récente, la mesure de la productivité est aussi un exercice pratiqué de longue date ; Griliches (1997) retrace jusqu'en 1937 une notion proche d'un indice de productivité dans le travail de Copeland (1937) et évoque un indicateur utilisé par Kuznets (1930) qui peut être assimilé à l'inverse d'un indicateur de productivité. Plus généralement, Tinbergen (1942) est considéré comme le fondateur du calcul de la croissance de la productivité totale des facteurs.

Pour autant, Greene (1999) insiste sur le fait que le concept reste encore mal défini mais que peu de progrès seront faits dans la création d'une définition parfaite ou du moins plus précise. C'est pourquoi, la plupart des auteurs s'accordent sur la définition simple rappelée par Atkinson, Banker, Kaplan et Young (1995), cette définition résume la notion de la productivité par le rapport entre un indice de la production et les facteurs de production utilisés.

Il s'agit simplement de ramener le niveau de la production en termes de ressources utilisées. Toute la difficulté va résider dans la mesure de ces indices de produits et de facteurs de production (des mesures agrégées).

En effet, une amélioration de la productivité indique qu'il est possible de produire plus avec la même quantité de ressources ou réciproquement de produire autant avec moins de ressources.

De nombreuses méthodes de mesure de la PTF ont été développées au cours de ces dernières décennies. Les études sur la productivité totale des facteurs prennent de plus en plus d'ampleur et les approches pour mesurer le phénomène se diversifient. Diewert (1981) résume ces différentes approches, il y a d'abord la mesure classique de la PTF par l'approche des indices de Divisia (Solow, 1957) ; développé par Caves, Christensen et Diewert [1982], pour permettre la prise en considération de, la non neutralité au sens de Hicks et des rendements d'échelle variable, puis il y a l'approche non paramétrique développé par (Farrell (1957), Afriat (1972), Hanoch et Rothschild (1972)) qui estime une fonction de production sans aucune hypothèse sur les paramètres spécifiques de la forme fonctionnelle. Les deux approches précédentes se réfèrent explicitement à une forme fonctionnelle de la fonction de production ou de coût. Enfin l'approche de la mesure de la PTF par estimation économétrique des fonctions de production ou de coût, (Christensen, Jorgenson et Lau (1971), Berndt et Khaled (1979)), et l'approche des nombres-indices (Diewert (1976, 1980), Christensen, Cumming et Jorgenson (1980), Cave, Christensen et Diewert (1982)).

⁷¹ Notre but étant de permettre la comparaison de mesures d'efficience technique issues de la méthode GMM en système d'Arellano-Bover.

Chacune de ces approches de la mesure de la PTF a ses avantages et ses inconvénients. Le choix à opérer dépend du but qu'on se fixe en mesurant la productivité et, dans bien des cas, de la disponibilité des données. Pour notre étude de la productivité totale des facteurs dans le secteur agricole, nous avons choisi l'approche paramétrique dite aussi méthode des moments généralisés (GMM) en système développée par Arellano-Bover (1995).

Les méthodes paramétriques reposent sur l'estimation d'une fonction de production, ce qui exige au préalable de répondre à deux problèmes essentiels.

Le premier a été soulevé par Marschark et Andrews (1944). Il s'agit du biais de simultanéité, c'est-à-dire que les producteurs choisissent leurs facteurs de production en connaissant leur propre niveau de productivité. Le choix des inputs est alors corrélé avec des « chocs » de productivité (non observés par l'économètre mais connue par l'entreprise), ce qui biaise l'estimation de la fonction de production par les MCO (moindres carrés ordinaires). Le second problème est celui de la sélection et renvoie à la question de savoir si les producteurs choisissent ou pas de rester sur le marché compte tenu de leur niveau de productivité et ce niveau de productivité dépend des facteurs de production.

Le biais de simultanéité peut être résolu par les trois méthodes paramétriques suivantes : la méthode de la frontière stochastique, la méthode semi-paramétrique et la méthode GMM. Dans cette étude, nous utilisons la dernière méthode en système, qui estime conjointement la fonction de production en différences première et en niveaux. Les inputs et l'output retardés sont utilisés comme instruments de l'équation en différences première et les différences retardées comme instruments de l'équation en niveaux.

2- LA PLACE DE L'AGRICULTURE DANS L'ECONOMIE DES PAYS ECHANTIONNES

Pour évaluer la place de l'agriculture dans l'économie des pays échantonnés, on distingue d'abord deux blocs de pays : le premier groupe est composé de pays du Sud et Est de la méditerranée à savoir : l'Algérie, l'Egypte, le Maroc, la Tunisie et la Turquie, le second groupe est composé de pays européens à savoir La France, l'Espagne, la Grèce, l'Italie et le Portugal.

En effet la place de l'agriculture dans l'économie des pays de premier groupe est incontestablement très importante comme le montre le tableau ci-dessous, contrairement aux pays européens choisis, (2ème groupe) où le secteur agricole présente un faible pourcentage du PIB et d'emploi, chose qu'on peut expliquer par la vocation industrielle de ces pays, néanmoins ces pays présentent une grande puissance agricole vue leurs exportations agricole dans le monde (on note que L'UE représente aujourd'hui de manière stable environ 36,1% des importations mondiales de produits agricoles et alimentaires et 47,8% des exportations⁷²).

Pays du Sud et Est de la méditerranée	Algérie	Egypte	Maroc	Tunisie	Turquie
% de l'agriculture dans le PIB total (Année 2011)	8,9%	14,5%	16,5%	12%	9,1%
% de la population agricole dans la population active (Année 2009)	22,9%	32%	41%	23,14%	23%

⁷² *Statistiques du commerce international 2010*

% des exportations agricoles dans les exportations totales (Année 2009)	0,2%	8,9%	7,96%	6,76%	6,83%
% des importations agricoles dans les exportations totales (Année 2009)	14,31%	15,13%	8,8%	8,91%	3,34%
Pays Européennes	Espagne	France	Grèce	Italie	Portugal
% de l'agriculture dans le PIB total (Année 2011)	3,2%	1,8%	3,6%	2%	2,6%
% de la population agricole dans la population active (Année 2009)	4%	3%	12%	3,9%	11,7%
% des exportations agricoles dans les exportations totales (Année 2009)	12,1%	9,29%	19,36	6,24%	7,21%
% des importations agricoles dans les exportations totales (Année 2009)	7,49%	6,48%	11,88%	8,28%	8,96%

Sources : *FAO, L'Annuaire statistique des Nations Unies 2010*

En effet, les échanges entre l'UE et les PSEM se font en grande majorité à l'intérieur d'accords préférentiels, signés bilatéralement entre l'UE et chacun d'entre eux. Les accords Euro-Med signés par l'UE avec chacun de ses partenaires méditerranéens définissent des tarifs préférentiels qui sont comme le plus souvent octroyés pour un volume limité, à l'intérieur de contingents. L'exception est la Turquie qui bénéficie actuellement pour la plupart des produits exportés vers l'UE de droits de douanes réduits sans restrictions quantitatives.

Ainsi les produits exportés par l'UE vers les PSEM sont d'abord des céréales, des produits laitiers et du sucre. Mais on note également au-delà de ces trois groupes de produits, une grande diversité d'autres produits notamment transformés.

Par ailleurs la tomate est le principal légume exporté par les PSEM à destination de l'UE, suivi par la pomme de terre, les fruits à coques, les agrumes et l'huile d'olive.

3- METHODOLOGIE

Notre approche pour mesurer la productivité totale des facteurs est basée sur les travaux de Marion DAVIS (2009)⁷³, ce dernier, à procédé à une estimation des différentes méthodes de mesure de la PTF à partir d'un panel d'entreprises turque, de (1983 à 1991), les résultats obtenus indiquent que les différentes méthodes ne mesurent pas précisément les mêmes composantes contenues dans le concept de PTF, et que le choix de la méthode dépend, de ce que l'on souhaite mesurer, et, des caractéristiques des données disponibles. Pour notre approche d'estimation de la productivité totale

⁷³ Voir Marion Davis (2009), pour une estimation de la PTF par différentes méthodes de mesure.

des facteurs dans le secteur agricole, nous utilisons un panel de dix pays de la méditerranée, pour la période de 1990 à 2008, nous reprenons le modèle utilisé par Maron Doyis pour l'appliquée dans cette étude, mais sur le secteur agricole méditerranéen.

3-1 Cadre économétrique

En supposant que la fonction de production spécifique à chaque pays peut être représentée par une fonction de Cobb-Douglas (CD), nous mesurons la PTF comme la différence entre les montants bruts de la production et ceux des facteurs de production.

Notre fonction de production de base peut être écrite sous forme log-linéaire, en fonction d'un ensemble d'intrant :

$$Y_{it} = \alpha_t + \sum_j \beta_j X_{ijt} + (w_i + w_{it} + \varepsilon_{it})$$

$$w_{it} = \lambda w_{it-1} + \tau_{it}$$

$$\tau_{it}, \varepsilon_{it} \square MA(0)$$

Avec Y_{it} le logarithme de l'output représenté par la production agricole du pays i durant l'année t , X_{ijt} le logarithme des variables explicatives à savoir : l'eau, engrais, terre, machine et travail, α_t un effet spécifique temporel. Le terme de productivité est modélisé avec w_i un effet fixe spécifique individuel et w_{it} un choc auto-régressif d'ordre un, ($|\lambda| < 1$). ε_{it} est le terme d'erreur de mesure. L'introduction d'un terme d'erreur auto-régressif dans le terme d'erreur global permet d'obtenir une relation dynamique. Le but est d'estimer les paramètres β_j , et λ . La représentation dynamique du modèle est :

$$Y_{it} = \lambda Y_{it-1} + \sum_j \beta_j X_{ijt} + \overset{*}{\alpha} + \overset{*}{w}_i + v_{it}$$

$\overset{*}{\alpha} = \alpha_t - \lambda \alpha_{t-1}$
 $\overset{*}{w}_i = w_i (1 - \lambda)$
 $v_{it} = \tau_{it} + \varepsilon_{it} - \lambda \varepsilon_{it-1}$

$\overset{*}{w}_i + \overset{*}{v}_{it}$ Sont des perturbations aléatoires non corrélées.

Y_{it-1} Représente les variables dépendantes retardées.

Nous commençons par estimer la fonction de production dynamique, pour cela on est obligé de palier à l'endogénéité biaisé car le modèle contient une variable retardée dépendante et par conséquence l'estimation des paramètres pose plusieurs défi, y compris la corrélation possible de la variable dépendante retardée avec le terme de perturbation.

Nous utilisons l'approche GMM système, cette approche consiste à estimer un système à deux équations, composé de l'équation différenciée et l'équation initiale.

Les moments conditionnels sont nécessaires pour fournir les instruments, car les outputs retardés seront corrélés avec l'erreur composite vit à travers ε_{it} . Ainsi, la fonction de production en différences première et la fonction de production en niveau sont estimées conjointement comme un système avec un ensemble d'instruments appropriés pour chaque équation.

La productivité sera alors calculée par le terme suivant sans que nous puissions exclure le terme d'erreur aléatoire :

$$\ln PTF_{it} = \hat{w}_i + \hat{w}_{it} + \hat{\varepsilon}_{it}$$

La productivité calculée est la différence entre l'output observé et l'output prédit par une fonction de production estimée. Cela représente l'efficacité technique⁷⁴ du secteur agricole (plus le résultat sera élevé et plus le secteur agricole sera efficace) mais n'exclut pas l'erreur de mesure. Le progrès technique se retrouve alors dans le terme α_t .

Les avantages de cette approche reposent sur l'élimination du biais de d'endogénéité et la prise en compte de l'erreur de mesure. Elle permet aussi de tester la validité des instruments utilisés.

Néanmoins, la principale faiblesse de cette mesure est qu'elle ne permet pas de dissocier l'efficacité technique du bruit statistique. Autrement dit, lorsque l'on estime la PTF par la méthode GMM, la mesure obtenue comprend à la fois les facteurs hors et sous contrôle de la firme.

3-2 Données

L'application empirique de cette étude, se base sur des données⁷⁵ de panel au niveau national pour certains pays sud-méditerranéens, L'Algérie, le Maroc, la Tunisie, l'Egypte et le Turquie, impliqués dans les accords de partenariat avec l'UE et certains pays de l'UE présentant un fort potentiel dans l'agriculture comme la France, Grèce, Italie, Portugal et l'Espagne, pour la période 1990-2008.

Ces données proviennent de la base des données de la FAO, les données utilisées recensent les informations sur la production et les moyens de production agricole dans les pays concernés. Les variables utilisées dans l'analyse sont définies de la manière suivante :

- La production, est considérée par six catégories de produits agricoles: fruits à coque, fruits sans melons, agrumes, légumes et melons, céréales et les légumineuses, la variable est exprimée en tonne.
- La main-d'œuvre, ou la variable travail est captée par l'emploi total en milliers dans le secteur agricole (Agriculture, chasse et sylviculture), la variable est exprimée en nombre d'heure, par an, travaillé dans le secteur agricole.
- La terre, est exprimée par la somme des superficies des terres cultivées la variable est exprimé en 1000ha.

⁷⁴ Les résultats sont présentés en annexe.

⁷⁵ Les variables sont spécifiées en logarithme.

- Les engrais se référant à la quantité, en tonnes métriques d'éléments fertilisants agricoles consommés par le pays en question.
- La variable machine est captée par le total de tous les tracteurs et moissonneuse batteuses en service utilisés dans l'agriculture, la variable est exprimée en unité.
- L'eau, cette variable est exprimé en mètre cube, elle désigne le volume d'eau utilisé dans le secteur agricole et le volume moyen des précipitations.

Les données sont extraites de la base de données FAOSTAT, BIT, CIHEAM et la BM. Toutes des données ont été transformées en logarithme.

3-3 Résultats de l'estimation de la fonction de production par la méthode GMM en système.

Variable endogène: Production agricole

Variables exogènes	Coefficients
Y_{it-1}	0,3225382 (0.195)
Surface agricole	0,3076576 (0.252)
Engrais	0,3463112 (0.062)*
Eau	-0,421449 (0.091)*
Machine	0,43411 (0.003)**
Travail	0,0552544 (0.000)***

*, **, et *** indiquent un seuil de signification respectivement aux seuils de 10%, 5%, et 1%

M1= 0.0418

M2= 0.1548

m1 et m2 sont des tests d'autocorrélation des résidus de premier et de second ordre.

Sargan : $\chi^2(133) = 152.6586$, Prob > $\chi^2 = 0.1168$

Le modèle GMM en système est estimé en incluant des effets temporels, individuels et sectoriels. Les tests de Sargan et d'autocorrélation à l'ordre 2 permettent de confirmer la validité statistique du modèle. Ainsi, concernant le test de Sargan pour des instruments en niveaux et en différence première, l'hypothèse nulle selon laquelle les instruments utilisés dans l'estimation ne sont pas corrélés au terme d'erreur est acceptée, aussi l'hypothèse nulle d'une absence d'autocorrélation des résidus à l'ordre 2 est acceptée. La mesure de l'évolution de productivité totale des facteurs, en

termes d'efficience technique, et ainsi présentée en annexe avec le graphique d'évolution de la PTF de l'ensemble des pays échantillonnés.

4- CONCLUSION

D'après nos estimations de la PTF, en termes d'efficience technique, le Maroc, a réalisé une évolution de la PTF, relativement élevée en comparaison avec les autres pays de l'échantillon, en effet cette évolution place le Maroc en troisième position derrière l'Egypte et la Grèce, et devant les autres pays échantillonnés. Le Maroc a donc connu une évolution de la PTF, pendant les deux dernières décennies, qui reste tout de même très faible et positif sauf pour les deux années de 1995 et 2007 où le Maroc a connu de forte sécheresse, ces deux années ont été marqué par une évolution négative.

Les gains en efficience ont été pratiquement nulles mêmes négatives pour les autres pays à savoir : l'Espagne, La France, L'Italie, le Portugal et la Turquie. Pour l'Algérie et la Tunisie l'efficience technique n'a pas connu d'amélioration significative, mais elle a été, tout de même, marqué pour certains années par une évolution positif, enfin entre les pays arabe de l'échantillon, l'Egypte et le Maroc étaient les plus compétitives, en efficience technique, durant les deux dernières décennies.

A noter que ces résultats, restent limités par notre méthode d'estimation, où la PTF mesurer, représente uniquement la composante de l'efficience technique, alors qu'il existe d'autre méthode de mesure de la PTF, où elle est représentée par d'autres composantes que l'efficience technique. Mais reste à signaler que chaque méthode utilisée a ses avantages comme elle a ses inconvénients, dans ce contexte, notre étude, qui ne mesurent que les gains en efficience, ne décrit que partiellement l'évolution de la PTF du secteur agricole puisque notre modèle économétrique estime la deuxième composante de la PTF qui détermine le progrès technique par la variable temporelle at , cette variable reste fixe pour tous les pays du panel, et par conséquent la seul productivité qu'on peut comparer entre les pays échantillonnés est bien la productivité en termes d'efficience technique.

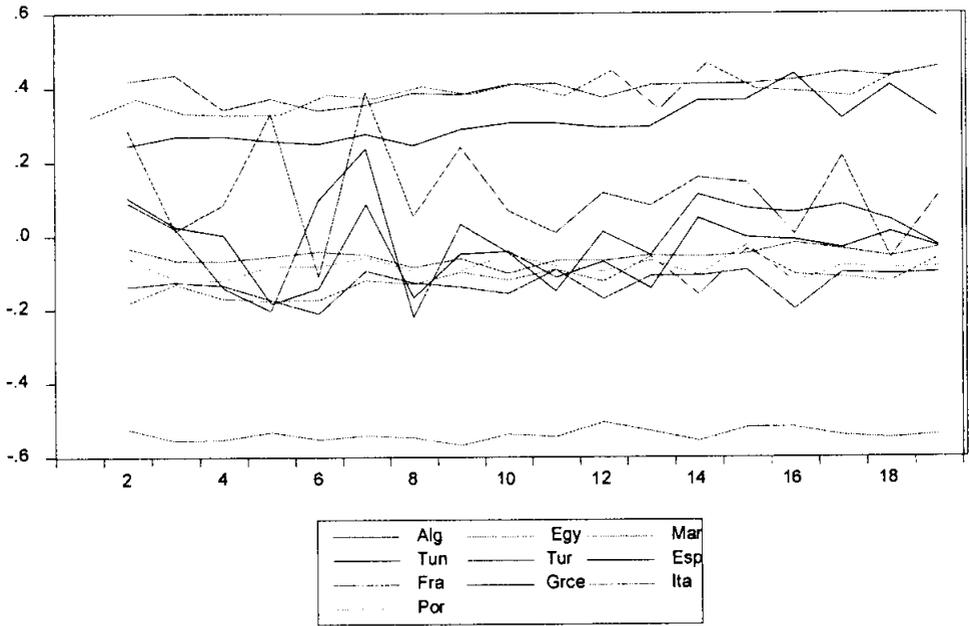
Annexes

Tableaux de l'évolution de la productivité totale des facteurs en termes d'efficience

Année	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Algérie	0,0905426	0,0191627	-0,140283	-0,203961	0,0965684	0,2354318	-0,220629	0,0308259	-0,045254
Egypte	0,4187697	0,4348478	0,3418418	0,3709951	0,3397877	0,3541282	0,3855005	0,3815577	0,4089502
Maroc	0,288335	0,0132862	0,0846454	0,3298848	-0,110746	0,3869368	0,0524086	0,2393709	0,0674797
Tunisie	0,1034531	0,0259549	0,0024484	-0,183062	-0,141765	0,0856196	-0,167845	-0,047599	-0,042207
Turquie	-0,030597	-0,065578	-0,067353	-0,054484	-0,041557	-0,051057	-0,084263	-0,060873	-0,100969
Espagne	-0,136586	-0,124382	-0,133386	-0,172496	-0,210739	-0,093626	-0,126336	-0,137900	-0,156247
France	-0,181471	-0,130039	-0,169882	-0,175227	-0,172451	-0,119994	-0,129567	-0,098151	-0,119419
Grèce	0,2442646	0,2690559	0,271044	0,2581858	0,2495909	0,276072	0,2455109	0,2885851	0,3052844
Italie	-0,524251	-0,555851	-0,552027	-0,531849	-0,552362	-0,541773	-0,547655	-0,568693	-0,538389
Portugal	-0,0586396	-0,116546	-0,120322	-0,079103	-0,082320	-0,057353	-0,093945	-0,093486	-0,050882

Année	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Algérie	-0,15015	0,0109401	-0,052741	0,1116606	0,0744578	0,0622	0,0832484	0,04215 56	- 0,02791 6
Egypte	0,4117409	0,3731555	0,4067993	0,4098555	0,4111234	0,4211068	0,4422384	0,43008 67	0,45541 82
Maroc	0,008158	0,1160335	0,0821764	0,1578255	0,1439131	0,002763	0,2150826	- 0,06065 9	0,10630 77
Tunisie	-0,112095	-0,069638	-0,143174	0,0472422	-0,003623	-0,010857	-0,032736	0,01054 61	- 0,03002 8
Turquie	-0,066066	-0,067431	-0,052354	-0,056031	-0,04921	-0,019811	-0,036889	- 0,05705 2	- 0,03258 8
Espagne	-0,091515	-0,117077	-0,108579	-0,108707	-0,092872	-0,200325	-0,099558	- 0,10441 6	- 0,09981 3
France	-0,090375	-0,123978	-0,056985	-0,159904	-0,036694	-0,105047	-0,112512	- 0,12496 8	- 0,06022 3
Grèce	0,3044913	0,292752	0,2956622	0,3647635	0,366188	0,436617	0,3162869	0,40542 75	0,31991 88
Italie	-0,545714	-0,506183	-0,530802	-0,557055	-0,521001	-0,521031	-0,542833	- 0,55016 1	- 0,54167 8
Portugal	-0,081638	-0,095666	-0,067471	-0,106795	-0,025848	-0,126387	-0,080904	- 0,08887 6	- 0,08413 5

Evolution de la productivité totale des facteurs, en terme d'efficience, dans le secteur agricole de 10 pays de la méditerranée



REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Adam, Smith. Recherches sur la nature et les causes de la richesse des nations, 1976.
- Schreyer, P., Mesurer la productivité, Paris, OCDE, 2001, 162 p.
- Ouelette, P., Lassere, « Mesure de la productivité : la méthode de Divisia », Actualité Economique, volume 61, n° 4, 1985, pp. 507-526.
- Mairesse, J., Mohnen, P., « Recherche-Développement et productivité : un survol de la littérature économétrique », Economie et statistique, n°237-238, 1990, pp. 99-108.
- Guellec, D., Pottelsberghe, B., « Recherche-développement et croissance de la productivité : analyse des données d'un panel de 16 pays de l'OCDE », Revue économique de l'OCDE, n°33, 2001, pp. 111-136.
- Guyomard, H., « Progrès techniques et productivité totale des facteurs : analyse théorique et application à l'agriculture française (1960-1984) », Économie rurale, N°192-193, 1989, pp. 81-87.
- Céline Nauges, C., Thomas, A., « Dynamique de la consommation d'eau potable des ménages : une étude sur un panel de communes françaises », Économie & prévision, n° 20, pp.143-144.
- 00, pp. 175-184.
- Trognon, A., « L'économétrie des panels en perspective », Revue d'économie politique, n° 113, 2003, pp. 727-748.
- Guy-Blaise, N., « L'échec de la croissance de la productivité agricole en Afrique francophone », Économie rurale, n°279, 2004, pp. 53-65.
- Fabienne Fecher., « Croissance de la productivité, rattrapage et innovation : une analyse des secteurs manufacturiers de l'OCDE », Économie & prévision, n°102-103, 1992, pp. 117-127.
- Marion, D., « Formulation et estimation des modèles de mesure de la productivité totale des facteurs : une étude sur un panel d'entreprises turques », Revue d'économie politique, n° 119, pp. 945-982.
- Blancard, S., Boussemart, J., « Productivité agricole et rattrapage technologique : le cas des exploitations de grandes cultures du Nord-Pas-de-Calais », Cahiers d'économie et sociologie rurales, n° 80, 2006, pp. 6-28.
- Doukkali, R. Évolution des performances du secteur agricole : résultats d'une expérience, Rabat, Cinquante ans de Développement Humain au Maroc, 2006, pp. 199-233.
- Latruffe, L., Compétitivité, productivité et efficacité dans les secteurs agricole et agroalimentaire, Paris, OCDE, 2010, 68 p.
- Vincent, A., « Fonctions de production et formules de productivité », Revue économique, Volume 20, n°1, 1969, pp. 1-36.
- Roy, R., Mesure de la productivité totale des facteurs dans l'industrie de la pêche : la pêche aux poissons de fond, Nouveau-Brunswick, de 1978 à 1983, Montréal, Département de sciences économiques Faculté des arts et sciences, 1986, 177 p.
- Blundell, R., Smith, R., « Conditions initiales et estimation efficace dans les modèles dynamiques sur données de panel : une application au comportement d'investissement des entreprises », analyses d'économie et de statistique, n°20-21, 1991, pp.110- 23.
- Griliches, Zvi., « Productivity: Measurement Problems », dans J. Eatwell, M. Milgate et P. Newman (sous la direction de), The New Palgrave: A Dictionary of Economics, 1987.
- Tinbergen, Jan., « Sur la théorie de long terme du développement économique », Weltwirtschaftliches Archiv, Band, 1942.
- Caves, Douglas W., Laurits R. Christensen et W. Erwin Diewert, « The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity », Econometrica, 1982, pp. 1393-1413.
- Farrell, M.J., « The Measurement of Productive Efficiency », Journal of the Royal Statistical Society, 1957, pp. 253-281.
- Diewert, Erwin W., « Exact and Superlative Index Numbers », Journal of Econometrics, 1976, pp. 115-45.
- Diewert, W.E., « Capital et la théorie de la mesure de la productivité », American Economic Review, American Economic Association, 1980, vol. 70 (2), pp 260-67.

- Solow, R.M., « Technical change and the aggregate production function ». *Review of Economics and Statistics*, n°39, 1957 pp. 312-320.
- Marschak J. et Andrews W. H., « Random simultaneous equations and the theory of production », *Econometrica*, n° 12, 1944, pp. 143-205.
- Arellano, M. et S., Bond, « Some Tests of Specification for Panel Data », *Review of Economic Studies*, 1991.
- Arellano, M. and O. Bover., « Another look at the instrumental variables estimation of error component models », *Journal of Econometrics*, n° 68, 1995, pp. 29-51.
- Berndt E.R., and M.S. Khaled., « Parametric Productivity Measurement and Choice among Flexible Functional Forms », *Journal of Political Economy*, n° 87, 1979.
- Laurits R. Christensen & Dianne Cummings & Dale Jorgenson., « Economic Growth, 1947-73: An International Comparison », NBER Chapters, in: *New Developments in Productivity Measurement*, National Bureau of Economic Research, 1980, pp. 595-698.
- S. N. Afriat., « Efficiency Estimation of Production Functions International Economic ». *Review* Vol. 13. n°3. 1972, pp. 568-598.
- Kuznet, S. S., « *Secular Movements in Production and Prices* », Houghton Mifflin Co., Boston, 1930.
- Christensen, L.R., and D.W.Jorgensen, and L.J.Lau., « Transcendental logarithmic utility functions », *American Economic Review*, n°65, 1975.
- Hanoch, G., and M.Rothschild., « Testing the Assumptions of Production Theory: A Nonparametric Approach », *Journal of Political Economy*, n° 80, 1972, pp. 256-275.

Les déterminants de la demande touristique internationale - Le Cas du Maroc -

Par

Younesse EL MENYARI⁷⁶
Pr. Mohamed BOUZAHZAH⁷⁷

Résumé

Compte tenu de la forte contribution du secteur touristique dans l'économie marocaine, cette étude se propose d'analyser les déterminants de la demande touristique internationale pour le Maroc. Pour atteindre cet objectif, l'approche adoptée consiste à utiliser un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM), pour une période trimestrielle allant de 2000 :1 à 2011 :4. Les résultats de nos estimations montrent qu'à long terme les arrivées aux postes frontières (plus précisément de la France, l'Espagne et l'Allemagne) dépendent positivement le revenu, la capacité d'hébergement dans les établissements classés et négativement les élasticités-prix. En outre, nos estimations indiquent qu'un choc extérieur, en particulier le terrorisme, aura un impact significativement négatif sur la demande touristique. Généralement, les résultats obtenus sont conformes aux enseignements de la théorie économique. Donc, le modèle peut être utilisé pour l'élaboration des politiques.

Abstract

Taking into account the strong contribution of tourism in the Moroccan economy, this study aims to analyze the determinants of international tourism demand for Morocco. To achieve this goal, we adopted an approach that consists in using a vector error correction model (VECM), for a quarterly period from 2000: 1-2011: 4. The results of our estimations show that long-term arrivals at posts frontiers (specifically France, Spain and Germany) depend positively on income, the accommodation capacity in classified hotels and negatively on prices elasticities. Furthermore, our estimations indicate that external shock, especially terrorism, will have significantly a negative impact on tourism demand. Mostly the findings are consistent with economics theory and the implication of the model may be used for policy making.

Mots-clés : demande touristique internationale, stationnarité, cointégration, VECM, Maroc.

Keywords: international tourism demand, stationary, cointegration, VECM, Morocco.

Classification JEL : C32, C51, L83.

⁷⁶ Groupe de recherche en économie appliquée. CEDOC, Université Mohammed V Agdal, FSJES de Rabat-Agdal ; Email: younes.elmenyari@gmail.com

⁷⁷ Université Mohammed V - Souissi. FSJES de Salé ; Email : mobouzahzah@gmail.com

I. INTRODUCTION

Le tourisme est considéré comme l'une des activités économiques les plus importantes du monde, en raison notamment de la création de la richesse et de l'emploi ainsi que ces retombées positives sur la balance de paiement. Il constitue un moyen de développement économique et social dans de nombreux pays en développement.

Selon l'OMT, le nombre des arrivées touristiques est passé de 675 millions en 2000 à 940 millions de touristes en 2010⁷⁸, soit un taux de croissance annuel moyen de 3%. Elle prévoit d'atteindre 1,6 milliard de touristes à l'horizon 2020.

Au Maroc, le nombre des touristes étrangers a fortement accéléré au cours de la dernière décennie. En effet, le nombre des touristes non-résidents est passé de 4,27 millions en 2000 à près de 9,3 millions en 2010, ce qui a généré 2 milliards de dollars en 2000 et 6,7 milliards de dollars en 2010.

Il convient de souligner que le Maroc a lancé en 2001, un plan stratégique de développement touristique baptisé vision 2010, qui ambitionne de porter la contribution du secteur au PIB de 20% à l'horizon 2010, le secteur touristique a atteint une contribution au PIB de près de 10%.

Ce plan est en instance d'être prolongé par un nouveau plan décennal, dénommé « vision 2020 » qui, non seulement confirmerait les orientations précédentes, mais approfondirait certains chantiers, notamment le développement du tourisme intérieur, la recherche d'un développement touristique durable, les ressources humaines et une réforme des modes de gouvernance du secteur. De même, le Maroc prévoit de doubler le nombre des arrivées internationaux en doublant la part de marché sur les principaux marchés européens traditionnels et en attirant un million de touristes issus des marchés émergents. Par conséquent, le Maroc ambitionne de devenir à l'horizon 2020 l'une des 20 grandes destinations mondiales.

Toutefois, malgré le grand intérêt que porte le projet économique national, ce secteur souffre toujours d'une grande dépendance vis-à-vis des marchés européens traditionnels notamment celui de la France, l'Espagne et l'Allemagne qui représentent près de 55% des arrivées étrangères en 2011 (source : Département du Tourisme). Cette dépendance est appelée à s'accroître considérablement à l'échelle nationale. Elle risque alors d'être bouleversée par la crise économique mondiale et perturbée par les changements sociaux et politiques que de nombreux pays méditerranéens connaissent actuellement. C'est pourquoi une attention particulière devrait être accordée à l'étude des facteurs qui peuvent potentiellement affecter les touristes étrangers au Maroc.

Il convient de noter également que malgré l'importance du secteur touristique, il n'existe à notre connaissance aucune étude économétrique portant sur les déterminants de la demande touristique pour le cas du Maroc.

Pour cette raison, l'objectif principal de ce travail est de fournir une meilleure compréhension des mécanismes qui déterminent la formation de la demande touristique internationale adressée au Maroc. Ce qui est précieux pour les décideurs dans la planification des stratégies de développement touristique.

⁷⁸ Source: UNWTO, *Tourism Highlights*, 2011 Edition.

En effet, la méthode d'estimation consiste à utiliser un modèle vectoriel à correction d'erreurs (identifié par le sigle VECM, de l'expression Vector Error Correction Model) qui permet la prise à la fois du court et de long terme. L'avantage de ce modèle est de mettre en évidence les comportements de long terme qui gouvernent la dynamique de la demande touristique en les différenciant des ajustements de court terme.

Le reste du présent travail est réparti comme suit : La deuxième section passe brièvement en revue les principales études récentes ayant traité cette question à l'échelon internationale ; la troisième section retrace la formulation empirique de la demande touristique ; la quatrième traite du choix des différentes variables ; la cinquième analyse les propriétés statistiques de ses variables ; la sixième présente les résultats de la modélisation ainsi que leurs interprétations, la dernière section décrit la conclusion.

II. REVUE DE LA LITTÉRATURE

La théorie microéconomique traditionnelle du consommateur est le cadre fondamental pour analyser les déterminants de la demande touristique. Cette demande peut être expliquée par la maximisation de la fonction d'utilité individuelle sous la contrainte budgétaire. Le touriste est donc perçu comme un individu qui dispose d'un revenu dont il cherche à tirer le maximum de satisfaction en achetant les biens et les services auxquels correspond un prix. Pour atteindre cet objectif, il doit avoir des informations claires sur ses différentes possibilités de consommation.

Dans les années 60, Kelvin Lancaster et Gary Becker proposent une amélioration de la théorie microéconomique traditionnelle. Pour ces auteurs, le consommateur n'est pas vraiment intéressé par le bien lui-même, mais les caractéristiques contenues dans ce bien. Le consommateur cherche donc à maximiser son utilité en prenant en considération les caractéristiques des biens dont il peut disposer.

Plusieurs auteurs ont tenté par la suite d'utiliser cette nouvelle théorie pour analyser la demande touristique. En se basant sur les travaux de Lancaster, le modèle de Rugg (1973) a essayé de mettre en évidence les raisons qui peuvent intervenir dans le choix d'une destination. En d'autres termes, ce modèle vise à formuler le choix d'un touriste entre différentes destinations et durées de séjour en supposant que le touriste a déjà fait son choix de partir en vacances. De même, le modèle de Morley (1992) s'inscrit dans la lignée des travaux de Becker. Ce modèle microéconomique décrit particulièrement les relations entre le temps passé à destination et certaines caractéristiques utiles (climat, ambiance, bien-être...).

Sur le plan empirique, un nombre considérable d'études a été publié sur les déterminants de la demande du tourisme internationale, avec l'usage de plusieurs méthodes et techniques économétriques. Depuis les premières études sur la demande touristique parues dans les années 1960 (Gerakis, 1965; Gray, 1966), des grandes avancées ont été faites, grâce à la disponibilité des données et la spécification des modèles de la demande.

Parmi les contributions les plus récentes dans la littérature il y'a lieu de citer celle présentée par Li et Song (2008). Ces auteurs ont examiné 121 études empiriques qui portent sur la demande touristique, publiées pendant la période 2000-2007, en présentant les développements les plus récents dans la modélisation économétrique et des prévisions.

En utilisant un modèle de données de panel, pour le cas de l'Inde, sur une période trimestrielle

allant de 2002 à 2006, Chaiboonsri et al. (2008) ont constaté que le PIB réel des principaux marchés émetteurs (l'Angleterre, l'Amérique, Canada, France, Allemagne, Japon, Malaisie, Australie, Singapour et la Corée) a un impact positif sur les arrivées touristiques en Inde et que le taux de change a un impact négatif.

La même démarche a été adoptée par Chaiboonsri et al. (2010) pour le cas du Thailand pour la période (1986-2007). Ils ont en effet, conclu, qu'à long terme la croissance du PIB réel des marchés émetteurs (Malaisie, Japon, Corée, Chine, Singapour et Taiwan) et le taux de change ont un effet positif sur les arrivées touristiques en Thailand, tandis que la variable des coûts de transport a un effet négatif.

Dans le même registre, Proença et Soukiazis (2005) ont montré que le revenu par habitant des quatre marchés émetteurs (l'Espagne, l'Allemagne, la France et le Royaume-Uni) et la capacité d'hébergement sont les facteurs les plus importants de la demande touristique portugaise. Par ailleurs, le taux de change effectif réel et le ratio des investissements publics dans le pays d'accueil n'ont pas d'influence significative sur la décision des touristes de choisir le Portugal comme un lieu de destination de vacances.

L'étude de KAREEM (2007) appliquée aux pays africains a mis en évidence sur la base d'un modèle dynamique des moments généralisés (GMM) que l'instabilité politique, le taux de criminalité, l'appréciation du taux de change et l'inflation ont un impact négatif sur les arrivées touristiques en Afrique, par contre, l'infrastructure (notamment le nombre de télécommunication fixe et mobile) et le revenu réel dans le monde ont un effet positif.

En outre, SEETARAM (2008) a montré, en utilisant les données de panel pour le cas de l'Australie, que le revenu est le principal déterminant des arrivées touristiques et que l'effet de l'immigration sur la demande touristique est relativement plus élevé que celui de la croissance des flux commerciaux et de la croissance démographique.

En analysant les déterminants socio-économiques de la demande touristique internationale en Turquie sur la base d'une estimation des données de Panel pour 32 pays et pour une période de 7 ans (2000 et 2007), Gormus et Goçer (2010) ont montré que le revenu réel des pays d'origine, la valeur des échanges entre les pays émetteurs et la Turquie et la capacité d'hébergement sont liées positivement à la demande touristique. En outre, la distance entre les pays d'origine et de la Turquie est liée négativement à la demande touristique. Toutefois, contrairement aux attentes, les prix relatifs et le taux de change ont un impact positif sur la demande touristique. Ce résultat est expliqué par les auteurs par le fait que la Turquie offre des forfaits de vacances relativement à bas prix. Pour autant, la particularité de cette étude réside dans le fait que ces auteurs tiennent compte les visites officielles du Président turc et du premier ministre aux pays d'origines. Ils ont constaté que cette variable est positive mais statistiquement non significative.

D'un autre côté, à l'aide d'un modèle à correction d'erreur, Dritsakis et Gialetaki (2004), sur une période trimestrielle (1960 :1 - 2000 :4) concluent que la demande touristique des Etats-Unis adressée à la Grèce est élastique par rapport au revenu réel, les coûts de transport et les prix compétitifs alors qu'elle est inélastique par rapport au ratio de l'indice des prix à la consommation des deux pays.

Par ailleurs, Algieri et Kanellopoulou (2009) indiquent à travers un modèle à correction d'erreur sur des données trimestrielles allant de 1985 à 2006, qu'à long terme le taux de change réel est le

principal facteur pour pousser les recettes touristiques en France et en Espagne, tandis que le revenu est le principal moteur de la Grèce et l'Australie.

En adoptant la même approche économétrique, pour le cas de la Barbade, Mitchel et Campbell (2005), suggèrent qu'à long terme la demande touristique étrangère est influencée par le taux de change, le revenu par habitant et le coût du voyage. Cependant, à court terme, seulement le taux de change et le coût du voyage qui sont significatifs.

En utilisant l'approche ARDL-ECM, Salleh et al. (2007) ont analysé les relations du court et de long terme entre les arrivées touristiques des principaux marchés en Malaisie (Singapour, Japon, Hong Kong et en Australie) et le prix du tourisme, les prix des destinations concurrentes, les coûts de transport, les revenus et les taux de change, ainsi que la maladie SRAS et la crise économique asiatique de 1997 et 1998. Les résultats empiriques auxquels ils aboutissent montrent que la plupart des variables de la demande touristique pour la Malaisie sont significatives à court terme qu'à long terme.

Pour le cas de la Tunisie, Choyakh (2009) a montré à l'aide d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) que le revenu par tête des touristes est le principal déterminant de la demande touristique pour le sud tunisien et que les prix ne jouent qu'un rôle mineur sur le niveau de cette demande. De même, la demande touristique est amplement influencée par les chocs exogènes.

Bashagi et Muchapondwa (2009) à partir de l'approche ARDL, ils ont examiné les facteurs qui influencent la demande touristique internationale pour la Tanzanie. Ils ont montré que les prix des biens touristiques, le coût des voyages, les prix compétitifs, taux de change, les revenus touristiques et les préférences touristiques sont les déterminants possibles des arrivées touristiques pour la Tanzanie.

D'autres auteurs ont tenté d'estimer l'impact du terrorisme sur la demande touristique. En effet, Aran et Leon (2007) à travers un modèle multimonial logit ont étudié l'impact du terrorisme sur les préférences des touristes pour des destinations en concurrence en Méditerranée et aux Canaries. Ils ont conclu que certaines destinations ont subi un impact fortement négatif sur leur image et leur attrait, tandis que d'autres ont été revalorisées en conséquence des événements touristiques.

De même, Blake et Jiménez (2007) ont étudié les déterminants de la demande touristique en Grande-Bretagne à partir d'un Modèle structurel des séries chronologiques, ils ont constaté que la fièvre aphteuse et les attentas du 11 septembre ont eu un impact négatif sur le tourisme en Grande-Bretagne.

D'une manière générale, la majorité de ces études empiriques fait ressortir que la demande touristique est étroitement liée à plusieurs variables dont le prix, le revenu, le coût de transport, le taux de change, les relations commerciales, les dépenses de la promotion et de marketing, les événements spéciaux, la distance / temps de voyage, les menaces à la sécurité personnelle, les recommandations des amis / famille, les richesses naturelles (climat, plages ensoleillées) et la capacité d'accueil (les hôtels, les villages de vacances touristiques, les résidences hôtelières ...).

III. LA SPECIFICATION EMPIRIQUE

La formulation empirique présentée dans cette étude permet d'étudier la demande touristique des

principaux marchés européens adressés au Maroc, notamment, la France, l'Espagne et l'Allemagne.

En se basant sur la revue de la littérature, cette étude retient comme principaux déterminants de la demande touristique au Maroc (APF) : le revenu (PIBR), les prix relatifs (PR), la capacité hôtelière (CH) et des variables muettes (Dummy) pour évaluer l'effet du terrorisme.

Ainsi, la spécification retenue dans ce travail est proche de celle estimée dans plusieurs travaux empiriques. Elle se présente comme suite :

$$\Delta apf_t = \alpha \Delta pibr_t + \beta \Delta pr_t + \lambda \Delta ch_t + \gamma (apf_{t-1} + \phi_1 pibr_{t-1} + \phi_2 pr_{t-1} + \phi_3 ch_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Avec les signes suivants :

$$\alpha > 0, \beta < 0, \lambda > 0, \phi_1 < 0, \phi_2 > 0, \phi_3 < 0$$

Δ : est l'opérateur de retard

L'équation permet d'intégrrer le court et le long terme. En effet, le terme « γ » est appelé la force de rappel vers la valeur cible de long terme donnée par la relation de cointégration. Ce terme doit avoir un signe négatif, sinon il n'existe pas de phénomène de retour à l'équilibre.

L'équation de la demande touristique inclut également d'autres variables (z) susceptibles d'influencer les arrivées touristiques (par exemple l'impact du terrorisme). Toutefois, le choix de la spécification a été déterminé par des considérations économétriques, notamment la nature statistique des différentes séries utilisées.

IV. CHOIX DES VARIABLES ET PRESENTATION DES DONNEES

L'ensemble des estimations est réalisé sur des données allant du premier trimestre 2000 au quatrième trimestre 2009, soit 40 observations. Les sources principales de nos données sont « le Département du tourisme », « Direction de la Statistique », « Bank Al Maghreb », « Insee » et « Eurostat ».

Toutes les séries d'origine ont été transformées en logarithme népérien. Cette spécification a l'avantage d'éviter les problèmes d'hétéroscédasticité⁷⁹. Ainsi, les notations des différentes données utilisées dans le cadre de cette étude sont les suivantes :

Ln_APF désigne le logarithme des arrivées aux postes frontières des trois principaux marchés émetteurs au Maroc : France, Espagne et l'Allemagne. (Source : Département du tourisme).

Ln_PIBR désigne le logarithme du PIB réel par habitant. (Source : Eurostat).

Ln_PR est le logarithme de prix relatif : rapport de l'indice des prix à la consommation (IPC) du pays de la destination et d'origine ajusté au taux de change nominal. (Source : Eurostat, Direction de la statistique, Bank Al Maghreb). Cette variable mesure de manière plus générale les coûts des

⁷⁹ Lorsque les variances de l'erreur ne sont plus constantes.

marchandises et des services que les touristes considérés dans l'étude, sont susceptibles de payer au Maroc.

Ln_CH est la capacité d'hébergement dans les établissements touristiques classés, (Source : Département du Tourisme).

DUM01, DUM03 et DUM11 sont des variables muettes reflétant l'effet du terrorisme (notamment les attentats du 11 septembre 2001, du 16 mai 2003 à Casablanca et l'attentat du 28 avril à Marrakech) sur la demande touristique au Maroc.

Il convient de noter que le choix de ces variables est justifié par deux considérations importantes : d'une part, la disponibilité des données qui porte sur la demande et l'offre touristique et d'autre part, la modélisation des flux touristique entre pays nécessite d'étudier la demande touristique en fonction du revenu des pays d'origine et du prix relatif entre les pays émetteurs et récepteurs de touristes.

En ce qui concerne le prix relatif, il convient de préciser qu'en absence d'une mesure qui tient compte réellement les biens et services achetés par les touristes, nous avons adopté une variable proxy des prix touristiques. Cependant, cette variable peut ne pas refléter les prix des biens et services achetés réellement par le touriste, car le modèle de dépense d'un ménage moyen peut être tout à fait différent de celui d'un touriste, ce qui rend le travail de modélisation relativement difficile.

Par rapport à la capacité offerte, il est à noter que celle-ci a été estimée à partir de la capacité nette des hôtels classés, c'est-à-dire, non compris celle des hôtels fermés temporairement.

V. ETUDE DES PROPRIETE STATISTIQUES DES SERIES

Tout d'abord, un simple examen graphique met clairement en évidence le fait que les séries étudiées sont a priori non stationnaires. Les processus générateurs correspondants ne semblent pas satisfaire en effet la condition d'invariance de l'espérance, et il en va de même pour la variance⁸⁰.

La première étape de notre analyse consiste ainsi à tester si nos diverses séries contiennent ou non une racine unitaire. A cette fin, nous nous proposons d'appliquer les tests de Dickey-Fuller augmentés (1979, 1981) et Phillips-Perron (1988) sur les séries loglinéarisées. Les résultats figurent dans le tableau 1 ci-après.

Tableau 1 : Résultats des tests de non stationnarité

Variables	Niveau		1 ère différence	
	Augmented DickerFuller (ADF)	Phillips-Perron (PP)	Augmented Dicker-Fuller (ADF)	Phillips-Perron (PP)

⁸⁰ Voir l'évolution des principales variables en annexe 1.

LNCH	4.148203	7.785609	-1.327412	-6.908553***
LNAPF				
France	2.075151	1.924268	-13.98869***	-10.91558***
Espagne	1.287031	2.182158	-1.680362*	-7.979662***
Allemagne	0.061394	0.028700	-9.686422***	-9.832186***
LNPIBR				
France	0.899113	1.176617	-4.611336***	-4.548041***
Espagne	-0.060326	1.113585	-2.165801**	-5.150485***
Allemagne	1.050077	1.534916	-4.008397***	-4.007895***
LNPR				
France	1.180721	1.169177	-5.776308***	-5.731941***
Espagne	-0.198334	-0.230160	-7.139625	-7.271720***
Allemagne	1.388930	1.413691	-6.446535***	-6.461684***

Source : Calculs de l'auteur. *Note* : Dans cette étude, nous poserons un nombre de retard maximum de 4 périodes. Avec * : Significativité à 10% - ** : Significativité à 5% - *** : Significativité à 1%.

De façon générale, l'application des tests de Dickey-Fuller et de Phillips-Perron conduit à des résultats similaires. On constate que les séries CH, APF, PIBR et PR sont non-stationnaires et intégrées d'ordre 1 « I(1) ».

Donc, ces résultats autorisent à tester le nombre de relations de cointégration dans l'équation de la demande touristique, du fait que l'ensemble des variables ont le même ordre d'intégration (sont intégrées d'ordre un I(1))⁸¹.

VI. RESULTATS DE L'ESTIMATION

Nous allons présenter maintenant une estimation de la demande touristique intégrant à la fois des ajustements du court et du long terme. De ce fait, il convient d'examiner l'éventuelle existence de relations de cointégration entre les variables. La détermination de ces relations se fait dans le cadre d'un modèle VECM multivarié selon la procédure de Johansen.

⁸¹ Dans cette étude, toutes les séries différenciées seront précédées de la lettre D.

1. Résultats du test de cointégration⁸²

Etant donné que les séries sont toutes intégrées du même ordre, Nous testons le nombre de relations de cointégration à l'aide des tests proposés par Johansen et Juselius (1990). Les résultats sont présentés au tableau 2. Pour l'ensemble des estimations, le test de la trace indique l'existence d'une relation de cointégration à un seuil de 5%. Le test de la valeur propre maximale indique le même résultat avec un seuil de 1% dans le cas français et allemand. On conclut donc naturellement à l'hypothèse de l'existence d'une seule relation de cointégration.

2. Estimation d'un VECM : résultats et interprétations

Il convient de noter que les spécifications retenues incluent une constante dans la relation de long terme.

Tableau 3 : Estimation de la cible de long terme

<i>Variables</i>	<i>France</i>	<i>Espagne</i>	<i>Allemagne</i>
ln(PIBRt-1)	4.81903*** [-8.22493]	3.69124*** [-2.69440]	1.59021*** [-2.77392]
ln(PRt-1)	-0.95372*** [1.76317]	-8.60348*** [3.56898]	-7.00674*** [12.1162]
ln(CHt-1)	1.44258*** [-11.0279]	2.00452*** [-6.66081]	1.81089*** [-7.93118]
C	42.81551	21.35051	6.288689

Source : Estimations de l'auteur.

Tableau 4 : Estimation du VECM⁸³

<i>Variables indépendantes</i>	<i>France</i>	<i>Espagne</i>	<i>Allemagne</i>
γ	-1.53022*** [-8.21899]	-0.30236** [-2.48744]	-0.525706*** [-3.38303]
D(LNAPF(-1))	0.61234*** [4.44320]	-0.11328 [-0.66118]	-0.18232 [-1.24898]
D(LNPIBR(-1))	-8.38117*** [-3.09908]	-4.934079 [-1.64076]	-1.224197 [-0.86030]
D(LNPR(-1))	-1.199250 [-0.81254]	-2.301315 [-1.31929]	1.870571 [1.56933]
D(LNCH(-1))	-0.349368 [-0.41590]	0.898161 [0.72859]	-0.432085 [-0.73255]
C	0.032053*	0.034367	0.014023

⁸² Voir annexe 2.

⁸³ Le retard optimal est déterminé à partir du critère d'information d'Akaike (AIC) et Schwarz (SC).

	[1.71692]	[1.36988]	[0.92142]
DUM01	-0.3134***	-0.4289***	-0.2145**
	[-2.77287]	[-2.9125]	[-2.49594]
DUM03	-0.096988		-0.23008***
	[-0.89091]		[-2.62806]
DUM11	-0.219120**		
	[-2.03933]		
R-squared	0.762347	0.412926	0.472223
Adj. R-squared	0.710963	0.322607	0.375001
Sum sq. resids	0.392172	0.738544	0.259995
S.E. equation	0.102953	0.137612	0.082716
F-statistic	14.83614	4.571855	4.857162
Log likelihood	44.31685	29.75831	53.77072
Akaike AIC	-1.535515	-0.989492	-1.990031
Schwarz SC	-1.177738	-0.711220	-1.672007
Mean dependent	0.011900	0.022741	0.001106
S.D. dependent	0.191496	0.167200	0.104629

Source : Estimations de l'auteur. Note * : Significativité à 10% - ** : Significativité à 5% - *** : Significativité à 1%.

Tableau 5 : Tests de diagnostics

Tests de Diagnostics	France	Espagne	Allemagne
Ljung-Box : Q-Stat	5.1887	5.0522	0.1797
(P-value)	0.158	0.168	0.981
Autocorrelation : Test LM(11)	18.67475	15.70166	22.07296
(P-value)	0.2859	0.4740	0.1409
Normality Test : JB -Test	10.15226	9.728367	7.977888
(P-value)	0.2545	0.2846	0.4356
Hetero White : Test Chi-sq	100.8772	81.54689	7.977888
(P-value)	0.9726	0.9807	0.4356

Source : Estimations de l'auteur.

Les estimations (Tableaux 3, 4 et 5) conduisent aux résultats suivants :

Il convient de noter que plusieurs tests diagnostics (voir tableau 5) ont été effectués pour vérifier la robustesse de nos résultats : la statistique Q de Ljung Box indique que les résidus issus de chaque équation sont des bruits blancs. Le test de Jarque et Bera permet d'accepter l'hypothèse nulle (H0) de normalité des erreurs. De même, le Test de white jointe indique que l'hypothèse nulle est acceptée, il n'existe alors aucun risque d'hétéroscédasticité. En outre, le test LM jointe ne révèle pas l'existence d'autocorrélation des erreurs. Ainsi, le modèle passe avec succès tous les tests résiduels. La spécification VECM est donc validée.

Le modèle à correction d'erreur fait apparaître un coefficient significativement différent de zéro et négatif pour la cible de long terme. A noter que ce coefficient est de l'ordre de 1,5 dans le cas

Français, 0,3 dans le cas Espagnole et 0,5 dans le cas Allemand. Les valeurs des forces de rappel sont toutefois faibles pour le cas de l'Espagne et de l'Allemagne, ce qui implique une forte vulnérabilité du tourisme marocain sur ces deux marchés, autrement dit, l'avènement d'un choc à un moment donné aura d'importantes répercussions sur les arrivées de touristes espagnols et allemands au Maroc notamment à cause des faibles coefficients des termes de correction d'erreurs.

D'un autre côté, le coefficient de détermination R^2 affiche des résultats différents dans les trois équations de la demande touristique. En effet, ce coefficient est élevé dans le cas français, il indique un pouvoir explicatif fort (0,76). Parallèlement, il est relativement faible dans le cas espagnol (0,41) et allemand (0,47). C'est deux derniers résultats peuvent s'expliquer par le fait qu'il existe d'autres variables qui influencent les arrivées touristiques et qui ne sont pas incluses dans les modèles.

En outre, les variables muettes DUM01, DUM03 et DUM11, qui ont été retenues pour tenir compte les effets des chocs externes sur la demande européenne du tourisme marocain sont statistiquement significatives à l'exception de DUM03 dans le cas français. Ainsi, d'après les résultats du VECM, l'effet du terrorisme exerce un impact négatif sur le tourisme au Maroc.

A court terme les résultats de l'estimation ne sont pas tous conformes aux attentes. Le PIB réel par habitant est significativement négatif pour le cas de la France, mais il ne l'est pas pour les touristes Espagnoles et Allemands. Ceci trouve son explication dans l'analyse du comportement des touristes étrangers. L'accroissement temporaire du revenu de ces touristes peut ainsi être plutôt orienté vers les dépenses de marchandises et \ ou autres services que les voyages touristiques au Maroc.

Les résultats de la capacité d'hébergement et les prix touristiques (PR) à court terme ne sont pas statistiquement significatifs.

En revanche, l'équation du VECM montre que les arrivées antérieures ont un effet positif et statistiquement significatif sur les futures arrivées touristiques Français, avec une élasticité de 0,61. Ce résultat peut ainsi s'interpréter par le fait qu'une partie considérable des touristes français recommandent à leurs proches et amis de visiter le Maroc.

Globalement, la spécification de la dynamique de court terme de l'équation de la demande touristique n'est pas satisfaisante. Certains des coefficients n'ont pas le signe attendu et parfois ne sont pas significatifs. Cependant, l'estimation des relations de long terme entre les variables a été privilégiée au détriment de la spécification de la dynamique de court terme. En effet, les signes des coefficients de la relation de long terme sont conformes aux enseignements de la théorie économique et toutes les variables sont statistiquement très significatives.

L'élasticité du revenu réel par rapport à la demande touristique à long terme est une variable déterminante dans tous les modèles estimés. En effet, une hausse de 1% du PIB réel par tête induirait une hausse de 4,8% des arrivées touristiques français, 3,7% des espagnoles et 1,6% des allemands. La demande touristique marocaine est donc très sensible par rapport au PIB par habitant des pays européens. En d'autre terme, le degré de sensibilité est très élastique, le tourisme au Maroc est considéré alors par les étrangers comme un service de « luxe ».

En outre, les prix relatifs par rapport à la France, l'Espagne et l'Allemagne ont affiché un signe négatif à long terme, ce qui est conforme à la théorie de la demande. La demande touristique apparait relativement moins sensible au prix pour le cas de la France (0,9), tandis qu'elle est plus

sensible au prix pour le cas de l'Espagne(8.6) et l'Allemagne (7.0). Ainsi, une augmentation de 1% des prix touristiques induira une réduction de 0,9% des arrivées en provenance de la France, 8,6% de l'Espagne et 7,0% de l'Allemagne, *toutes choses égales par ailleurs*. On constate alors que les prix influencent nettement le choix des touristes espagnoles et allemands. Autrement dit, une inflation plus élevée au Maroc que dans les trois pays étudiés ou bien une appréciation de la monnaie nationale par rapport à l'euro aura un impact négatif sur les arrivées touristiques en provenance de ces pays.

Finalement, une augmentation de l'offre d'hébergement de 1% induira une progression de l'ordre de 2,0% des arrivées touristiques espagnoles, 1,4% des arrivées français et 1,8% des allemands. Cela veut dire qu'à long terme, le développement de l'offre et des projets touristiques aura un impact positif et très significatif sur l'accroissement des touristes au Maroc. Ce développement permet ainsi d'augmenter le pouvoir d'attraction sur les clients.

V.II. CONCLUSION

Cette étude avait pour objectif de modéliser la demande touristique étrangère adressée au Maroc.

La modélisation retenue prend en considération à la fois des ajustements du court et du long terme. L'estimation a été faite principalement dans le cadre d'un modèle VECM multivarié selon la méthode de Johansen. D'après les explications précédentes, il est clair que plusieurs facteurs semblent responsables à l'augmentation et à la diminution des arrivées de touristes au Maroc.

Ainsi, nos résultats empiriques indiquent clairement qu'à long terme, les arrivées aux postes frontières (notamment les français, espagnoles et allemands) dépendent positivement le PIB réel par tête. Par conséquent les décideurs de la politique touristique marocaine devraient accorder une attention à la surveillance et la prévision de l'activité économique dans ces pays.

Par ailleurs, on constate que les touristes étrangers en particulier les allemands et les espagnoles sont très sensibles aux prix. Ce résultat est conforme à la théorie économique et suggère que la Banque centrale du Maroc devrait être prudente lorsqu'elle utilise toute politique ayant un impact sur la monnaie marocaine. En effet, toute appréciation de la monnaie nationale par rapport à l'euro ou bien une inflation plus élevée au Maroc que dans les trois pays étudiés aura un impact négatif sur les arrivées de touristes étrangers et donc sur la balance touristique.

En outre, nos résultats montrent que le développement de l'offre et des projets touristiques aura un impact positif et très significatif sur l'accroissement des touristes au Maroc.

De même, nos résultats montrent qu'un choc extérieur (notamment le terrorisme) aura évidemment un impact significativement négatif sur la demande touristique.

En guise d'extension de ce travail, on peut recommander une estimation de la demande touristique désagrégée pour les autres marchés traditionnels et émergents et pour chaque région du Maroc.

Références Bibliographiques

Algieri, B., and Kanellopoulou, S., "An Unobserved Component Model to evaluate the determinants of demand for exports of tourism". *Tourism and Hospitality Research*, vol. 9 no. 1 9-19, January 2009.

Aran, E., and Leon, J., "The impact of Terrorism on Tourism Demand", *Annals of Tourism Research*, Vol. 35, No. 2, 2007, pp. 299-315.

Bashagi, A., and Muchapondwa, E., "What actions could boost international tourism demand for Tanzania?." Working Papers 152, Economic Research Southern Africa 2009.

Blake, A. and Cortes-Jimenez, I., "The Drivers of Tourism Demand". report For Department of Culture, Media and Sport December 2007. Project Report. Tourism and Travel Research Institute.

Botti, L., Peypoch, N., Sofonandrasana, B., *Ingénierie du tourisme. Concepts, méthodes et applications/ Laurent.* - DE BOECK EDITIONS, Collection Les Métiers du Tourisme. 2008, 167p.

Chaiboonsri, C., Chaitip, P. and Rangaswamy, N., "A Panel Unit Root and Panel Cointegration Test of the Modeling International Tourism Demand in India", *Annals of the University of Petrosani, Economics*, vol. 8, issue 1, 2008, pages 95-124.

Chaiboonsri, C., Sriboonjit, J., Sriwichailamphan, T., Chaitip, P., Sriboonchitta, S., "A Panel Cointegration Analysis: An Application To International Tourism Demand Of Thailand", *Annals of the University of Petrosani, Economics*, 10(3), 2010, pp. 69-86.

Choyakh, H., "Modelling Tourism Demand in Tunisia Using Cointegration and Error Correction Model". In A Matias, et al. (eds.), *Advances in Tourism Economics*, Heidelberg: Physica-Verlag, 2009, pp. 71-84.

Divisekera, S., "Domestic demand for Australian tourism: Elasticity estimates, Modelling and estimation of tourism demand elasticities", Queensland: CRC for Sustainable Tourism Pty Ltd, 2007.

Dritsakis, N., and Gialatakis, K., "Seasonal tourism demand models from USA to Greece", *Tourism Recreation Research* Vol. 29, 2004, No 3 pp.

Fédération Nationale du Tourisme, "Vision 2020", Dossier de presse, 10ème Assises du Tourisme, Marrakech, le 30 novembre 2010.

Garin-Muñoz, T., "German demand for tourism in Spain", *Tourism Management*. Vol 28, 2007, pp.12-22.

Gerakis, A. S., "Effects of Exchange-Rate Devaluations and Revaluations on Receipts from Tourism" *International Monetary Fund Staff Papers*. Vol 12, 1965, 365-84.

Görmüş, S., and Göçer, I., "The Socio-Economic Determinant of Tourism Demand in Turkey: A Panel Data Approach", *International Research Journal of Finance and Economics* ISSN 1450-2887 Issue 55, 2010.

Gray, H. P., "The Demand for International Travel by United States and Canada", *International Economic Review*, Vol 7, 1966, 83-92.

Hamilton, J., *Time series Analysis*, Princeton, NJ, Princeton University Press, 1994, 799 p.

Kareem, O. I., "A panel data analysis of demand for tourism in Africa", Conference Paper, presented at 14th African econometrics society annual conference, School of Economics, the University of Cape Town, 4-6 July, 2007, Cape Town, South Africa.

Lancaster, K. J., "A new Approach to Consumer Theory", *The Journal of Political Economy*, Vol.74, 1966, pp.132-157.

Li, G., Wong, K.F. Song H., and Witt, S., "Tourism Demand Forecasting: a time varying parameter error correction model", *Journal of Travel Research*, Vol 45, 2006, pp. 175-185.

Mervar, A., and Payne, J. E., "An Analysis of Foreign Tourism Demand for Croatian Destinations: Long-Run Elasticity Estimates", *Tourism Economics*, Vol. 13, 2007, pp.407-420.

Mitchell, T., and Campbell, T., "The Determinants of Outbound Tourism Demand In Barbados: A Vector Error Correction Approach", *Annual Review Seminar Research Department Central Bank of Barbados*, 2005.

Mortley, C. L., "A microeconomic theory of international tourism demand", *Annals of tourism research*, vol.19, 1992, pp.250-267.

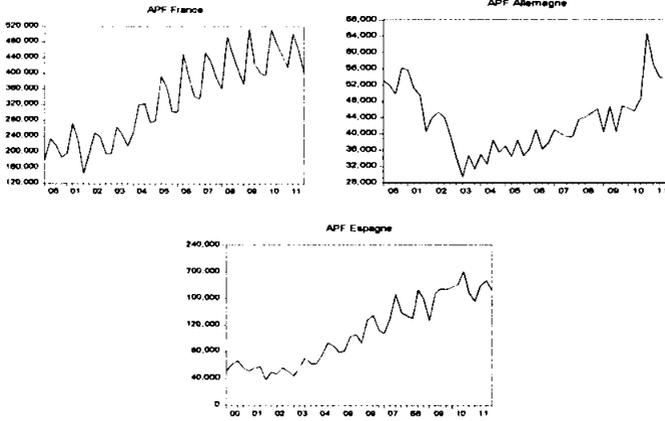
Narayan, K., "Fiji's tourism demand: the ARDL approach to cointegration", *Tourism Economics*, Vol 10, 2004, 193-206.

- Naude, W. A. and Saayman, A., "Determinants of tourist arrivals in Africa: a panel data regression analysis", *Tourism Economics*, Vol 11, 2004, pp. 365–391.
- Ouerfell, C., "Co-integration analysis of quarterly European tourism demand in Tunisia". *Tourism Manage*, 2008 pp.127-137. DOI: 10.1016/j.tourman.2007.03.
- Proença, S. A. and Soukiazis, E., "Demand for Tourism in Portugal: A Panel Data Approach", CEUNEROP Discussion Paper 29: 1-22, 2005.
- Rugg, D., "The choice of Journey Destination: A Theoretical and Empirical Analysis", *Review of Economics and Statistics*, vol. 55, 1973, pp. 64 – 72.
- Sahely, L., "Modelling Tourism Demand From Major International Markets To The ECCU". Annual Review Seminar Research Department Central Bank of Barbados, 2005.
- Salleh, M., Shuib, A., Hook Law, S., Mohd Noor, Z., and Ramachandran, S., "Tourism Demand For Malaysia from Major Asian Countries: An ARDL Approach". Paper presented at the Asia-Pacific Tourism Conference, Tokyo, Japan, June 2007.
- Salman, K., Arnesson, L., Sörensson, A., and Shukur, G., "Estimating the Swedish and Norwegian international tourism demand using (ISUR) technique". Working Paper Series Centre for Labour Market Policy Research, 2009.
- Sectaram, N. "Immigration and tourism demand: Evidence from Australia (1992-2000)", CAUTHE 2008 Conference.
- Song, H., and Li, G. "Tourism Demand Modelling and Forecasting". *Tourism Management*, 29 (2). ISSN 02615177, 2008.
- World Tourism Organization. (UNWTO). *Tourism Highlights*, 2011 Edition.

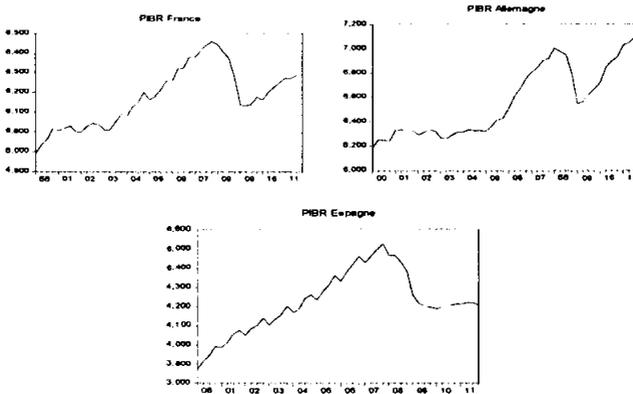
Annexes

Annexe 1: Evolution des principales variables

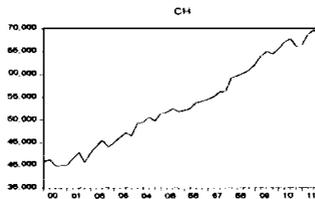
Les arrivées aux postes frontières



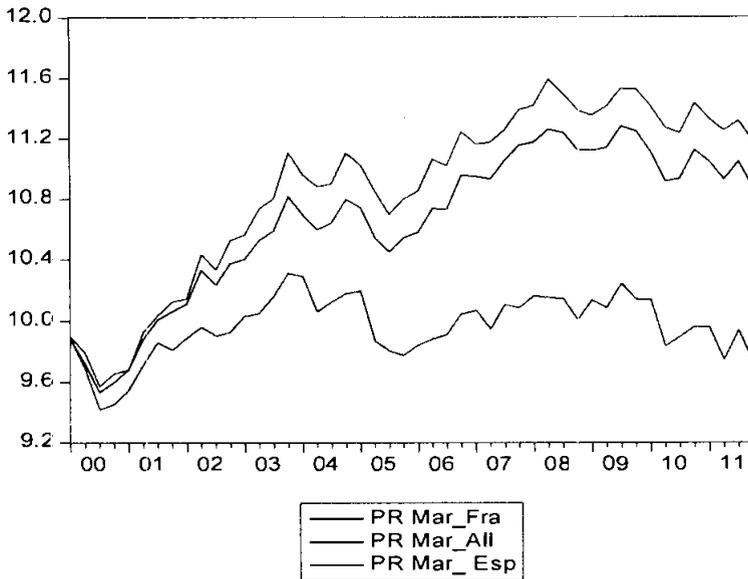
PIB réel par habitant



La capacité d'hébergement dans les ETHC



Les prix relatifs



Annexe 2: Estimation du nombre de vecteurs de cointégration (*)

Test de cointégration pour l'équation de la demande touristique des Français

France période: 2000 T1- 2011-T4				
Null Hypothesis	Trace Tests	Critical values 95% (Trace)	Maximum Eigenvalue (Max)	Critical Value 95%(Max)
$r = 0$	75.61043* **	47.85613	56.15751***	27.58434
$r \leq 1$	19.45292	29.79707	12.36916	21.13162
$r \leq 2$	7.083753	15.49471	5.244764	14.26460
$r \leq 3$	1.838988	3.841466	1.838988	3.841466

Test de cointégration pour l'équation de la demande touristique des Espagnoles

Espagne période: 2000 T1- 2011-T4					
Null Hypothesis	Trace Tests	Critical values 95% (Trace)	Maximum Eigenvalue (Max)	Critical Value 95%(Max)	
$r = 0$	60.09136 **	54.07904	25.15283	28.58808	
$r \leq 1$	34.93852	35.19275	19.18963	22.29962	
$r \leq 2$	15.74889	20.26184	11.37811	15.89210	
$r \leq 3$	4.370781	9.164546	4.370781	9.164546	

Test de cointégration pour l'équation de la demande touristique des Allemands

Allemagne periode: 2000 T1- 2011-T4					
Null Hypothesis	Trace Tests	Critical values 95% (Trace)	Maximum Eigenvalue (Max)	Critical Value 95%(Max)	
$r = 0$	51.60271 **	47.85613	33.42150***	27.58434	
$r \leq 1$	18.18121	29.79707	11.41666	21.13162	
$r \leq 2$	6.764545	15.49471	6.415334	14.26460	
$r \leq 3$	0.349211	3.841466	0.349211	3.841466	

Source : Estimations de l'auteur.

Note : (*) Existence d'une constante dans la relation de long terme et dans les données. ***
 (**) significatif au seuil de 1% (5%).

Potentiel de diversification et efficience des indices boursiers en finance islamique

Abdelbari EL KHAMLICH

Université Mohamed V (Rabat, Maroc).

Université d'Auvergne (Clermont Ferrand, France)

abdelbari.el_khamlichi@udamail.fr

Résumé

Malgré l'intérêt croissant des investissements éthiques, les études académiques qui ont traité les indices boursiers islamiques sont peu nombreuses. Notre article contribue à la littérature en étudiant le potentiel de diversification et le niveau d'efficience de ces indices boursiers en comparaison avec leurs benchmarks respectifs. La présence d'opportunités d'investissement est vérifiée par un test de cointégration à long terme, alors que l'efficience dans sa forme faible est étudiée en ayant recours au test de l'hypothèse de marche aléatoire. Notre échantillon englobe les indices islamiques globaux appartenant à six familles d'indices : Dow Jones, Financial Times, Jakarta Stock Exchange, Kuala Lumpur Stock Exchange, Standard and Poor's et Morgan Stanley. Ces deux derniers n'ont pas encore été étudiés dans la littérature académique. Les résultats montrent que les indices islamiques ont le même niveau d'inefficience que leurs benchmarks conventionnels et que les indices de la famille Morgan Stanley et Financial Times sont les moins inefficients. Ces deux derniers indices sont cointégrés avec leurs benchmarks et n'offrent pas de ce fait des opportunités de diversification à long terme.

Mots clés : Finance islamique, indices boursiers, diversification, cointégration, efficience, ratio de variance

Abstract

Despite the increasing attention to ethical investments, the empirical studies on Islamic indices are scarce. Our article aims to contribute to the empirical literature by exploring a) the efficiency of these indices and b) their potential for diversification in comparison with the conventional benchmarks. We explore the existence of diversification opportunities by studying whether indices are co-integrated or not. Then, the weak-form efficiency level is analyzed by testing the random walk hypothesis using variance ratio tests. Our sample includes Islamic indices from six index families: Dow Jones, Financial Times, Jakarta Stock Exchange, Kuala Lumpur Stock Exchange, Standard and Poor's and Morgan Stanley. The last two index families have not been studied before in the Academic literature. Our results show that Islamic indices have the same level of inefficiency as conventional ones, and the Morgan Stanley and Financial Times index families are the less inefficient. These two global indices are co-integrated with their benchmarks and don't enable higher diversification opportunities in the long term.

Key words: Islamic finance, equity indices, diversification, co-integration, efficiency, variance ratio

INTRODUCTION

En finance islamique, l'investissement en bourse est autorisé sous certaines conditions, et le choix des valeurs boursières compatibles se fait selon des critères financiers et extra financiers. Ainsi, il convient de s'intéresser aux secteurs d'activité de l'entreprise ainsi qu'à sa structure financière. Dans la pratique, il revient à un comité charia (*shariah board*), composé de juristes spécialistes de la loi islamique, de vérifier périodiquement la conformité des titres boursiers aux normes de la finance islamique.

Les premiers indices conformes à la loi islamique ont été lancés depuis plus d'une décennie sur plusieurs marchés notamment celui du Royaume Uni et des Etats Unis. Les banques conventionnelles ont été les premières à exploiter ce créneau en proposant à leurs clients des possibilités d'investissement conformes à leurs valeurs éthiques, puis d'autres places financières internationales se sont dotées de leurs familles d'indices islamiques.

Le lancement, en 1999, des indices boursiers islamiques cotés sur les places financières mondiales (asiatiques⁸⁴, européennes⁸⁵ et américaines⁸⁶) a été perçu comme un symbole de l'intégration de la finance islamique dans l'économie globale. De même, l'existence d'une demande forte (Ruimy 2008) a stimulé la création de nouveaux indices par des agences et des banques internationales⁸⁷.

Dans cet article nous proposons d'étudier la cointégration qui nous renseigne sur le potentiel de diversification des indices boursiers islamiques, ainsi que leur niveau d'efficacité dans sa forme faible qui nous renseigne sur la possibilité de prévoir les rentabilités futures à partir de l'historique des cours.

La suite de l'article est organisée comme suit : nous allons commencer par une revue de la littérature relative aux indices boursiers islamiques, puis nous exposerons les données et notre échantillon. Ensuite, nous allons détailler la méthodologie avant de présenter les résultats obtenus

1. REVUE DE LITTÉRATURE

Les premières études quantitatives sur les indices boursiers islamiques se sont intéressées à la mesure de performance. Le point commun entre plusieurs de ces études se situe au niveau de la démarche. Ainsi ces études avaient comparé la performance des indices boursiers islamiques avec des benchmarks ou avec leurs homologues conventionnels.

Ainsi, le DJIMI a été étudié par Atta (2000), Hakim et Rashidian (2002; 2004), Girard et Hassan (2005), Guyot (2008; 2011). Cependant, les études ayant porté uniquement sur FTSE shariah, l'indice islamique de la bourse anglaise, sont moins nombreuses (Miglietta et Forte 2007; Girard et Hassan 2008). Quant aux indices boursiers islamiques de la Malaisie, ils ont été traités par d'autres chercheurs, notamment par Ahmad et Ibrahim (2002), Albaity et Ahmad (2008), Yusof et Majid (2007). L'indice islamique de la bourse pakistanaise a été étudié par Nishat (2004) et celui de la bourse saoudienne a fait l'objet de l'étude de Dabeerru (2006).

⁸⁴ C'est le cas par exemple de Kuala Lumpur Shariah Index (KLSI), lancé en avril 1999 et remplacé en novembre 2007 par FTSE Bursa Malaysia

⁸⁵ Global Islamic Index Series (GIIS), lancé en octobre 1999 par le FTSE Group à Londres.

⁸⁶ Dow Jones Islamic Market Index (DJIMI) sur NYSE, lancé en février 1999.

⁸⁷ Standard and Poor's (S&P) et Morgan Stanley Capital International (MSCI)

En plus des études précédentes qui ont porté sur une seule famille d'indices, d'autres études ont analysé plusieurs indices islamiques à la fois. Ainsi nous trouvons des chercheurs qui ont analysé conjointement le DJIMI et FTSE, c'est le cas d'Elfakhani et al. (2002), de Hussein (2005) et de Kok et al. (2009). L'étude de Fahmi et al. (2009) a porté sur le KLSI et le JKSY respectivement les indices islamiques de la Malaisie et de l'Indonésie. Nous signalons à ce niveau une première faiblesse de la littérature existante, c'est que les indices islamiques de S&P et de MSCI n'ont fait l'objet d'aucune étude empirique jusqu'à maintenant.

Une autre faiblesse de la littérature est liée au manque d'études ayant analysé le potentiel de diversification des indices boursiers islamiques. Le fait que les indices islamiques utilisent des filtres quantitatifs et qualitatifs et qu'ils soient des sous-indices pourrait expliquer un niveau de diversification faible par rapport aux indices conventionnels, et ce conformément à la littérature financière. Cependant, Hakim et Rachidian (2004) soulignent que les restrictions supplémentaires apportées par l'exclusion de certains secteurs de l'indice islamique de Dow Jones n'impactent pas significativement son niveau de diversification mais permettent de réduire son risque de marché. Girard et Hassan (2008) utilisent une analyse de cointégration multivariée « *multivariate cointegration analysis* » et trouvent que les indices islamiques et conventionnels de la famille FTSE sont cointégrés et offrent de ce fait le même potentiel de diversification que les indices conventionnels et proposent de les regrouper avec d'autres actifs pour avoir un potentiel de diversification. Les résultats de Kok et al. (2009) vont dans ce sens, ils mettent en exergue l'existence d'opportunités de diversification en regroupant l'indice FTSE Global Islamic avec son benchmark conventionnel FTSE et son homologue socialement responsable FTSE4GOOD. Nous proposons un travail qui prolonge l'étude de la cointégration aux autres familles d'indices pas encore étudiées jusqu'à présent. Pour chaque famille, l'absence (la présence) de cointégration entre les indices est synonyme d'existence (d'absence) d'opportunités de diversification à long terme.

Quant à l'efficacité, Hassan (2001) trouve que les indices islamiques de la famille Dow Jones sont plus efficaces que leurs homologues conventionnels en utilisant le ratio de variance. Girard et Hassan (2008) montrent que les indices boursiers islamiques et conventionnels de FTSE ont la même tendance et offrent de ce fait le même niveau d'efficacité. Ce constat est confirmé par Guyot (2008; 2011) qui trouve que l'application des critères de filtrage islamique ne se traduit pas par une perte d'efficacité. Nous allons adopter une démarche complémentaire à celle de Guyot (2011) qui a travaillé sur les seuls indices de la famille Dow Jones. Nous proposons une étude globale qui couvre les six grandes familles d'indices constituant notre échantillon.

Ce sont principalement le caractère récent des indices boursiers islamiques et le manque d'historique suffisant de données explique le manque d'études aussi bien sur la cointégration que sur l'efficacité de cette catégorie d'indices.

2. ÉCHANTILLON DE DONNÉES

Dans le cadre de notre recherche, nous avons travaillé sur les cours quotidiens de clôture des six principaux indices islamiques. Chaque indice islamique est comparé à son benchmark.

Les couples d'indices (islamiques et conventionnels) retenus sont les suivants :

Tableau 1: Les indices islamiques phares et leurs benchmarks

Famille d'indice	Indice boursier islamique	Homologue conventionnel
Dow Jones	Dow Jones Islamic Market (DJIMKT)	Dow Jones Global (WIDOW)
FTSE	FTSE Shariah all World (FSAWRD)	FTSE All Shares (FAWRDL)
S&P	S&P500 Shariah (SP500S)	S&P500 (SP500)
MSCI	MSCI AC World IS (MSACWS)	MSCI World (MSWRLD)
Indonésie	Jakarta Islamic Index (JII)	Jakarta Composite Index (JKSE)
Malaisie	Bursa Malaysia EMAS Shariah (KLSI)	Bursa Malaysia KLSE (KLCI)

Tous les historiques de données commencent à la date du lancement de l'indice ou celle des premières données disponibles, et vont jusqu'à la date de collecte des données, le 09/03/2011. Pour collecter les données financières sur les indices boursiers islamiques et conventionnels, trois bases de données étaient consultées: *Factset*, *Datastream* et *Reuters 3000 Xtra v.5.1*.

3. MÉTHODOLOGIE

3.1. *Cointégration des indices*

Nous avons effectué des tests de cointégration entre chaque indice boursier islamique et son benchmark. La méthodologie utilisée est celle proposée par Mignon (2008) et par Lardic et Mignon (2002).

Soient x_t une série d'indice boursier islamique et y_t une série de son benchmark. Si les deux séries sont intégrées d'ordre d , la combinaison linéaire peut aussi être intégrée du même ordre (d) ou d'un ordre inférieur à d .

Nous avons utilisé le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF)⁸⁸ et procédé en deux étapes selon l'approche d'Engle et Granger (1987) :

- Tester l'ordre d'intégration à l'aide d'un test ADF et vérifier que les deux séries sont intégrées du même ordre. Si C'est le cas, les deux séries risquent d'être cointégrées, et nous le vérifierons à l'étape suivante.
- Estimer, dans un premier temps, la relation de long terme en effectuant la régression linéaire de l'indice boursier islamique sur son benchmark ($y_t = ax_t - b + \varepsilon_t$). Puis vérifier, dans un deuxième temps, si le résidu estimé à l'issu de cette régression est stationnaire.

Si c'est le cas, les deux séries sont dites cointégrées, ce qui permet d'estimer le modèle à correction d'erreurs suivant :

$$[\Delta y_t = \gamma \Delta x_t + \lambda(y_{t-1} - ax_{t-1} - b) + \mu_t]$$

⁸⁸ Tous les tests ont été effectués en utilisant le logiciel Eviews

où l'expression cointégrée retardée $(y_{t-1} - \alpha x_{t-1} - b)$ représente l'écart ou l'erreur de la période $t-1$ par rapport à la relation d'équilibre, et λ le paramètre qui mesure l'intensité avec laquelle la variable corrige cette erreur. λ doit être négatif et significatif pour qu'il y ait force de rappel vers l'équilibre de long terme.

La présence d'une cointégration illustre l'existence d'une relation entre l'indice islamique et son benchmark ainsi que l'absence d'un potentiel de diversification à long terme. Au contraire, l'absence de cointégration est synonyme d'une présence d'opportunités de diversification.

3.2. *Efficiencia des indices*

Le marché est d'autant plus efficace que les rentabilités suivent une marche aléatoire, c'est-à-dire qu'il est impossible de prévoir les rentabilités futures en se basant sur les rentabilités passées. Tester la forme faible de l'efficience informationnelle des marchés revient alors à tester l'hypothèse de marche aléatoire. Pour effectuer ce test, nous retenons l'approche de Lo et MacKinlay (1988) se basant sur le ratio de variance (RV) et ses modifications récentes proposées par Wright (2000).

Soit une série temporelle : $x_t = a + bt + cx_{t-1}$

Si la série suit une marche aléatoire, $c=1$ et l'équation précédente est réduite à :

$$x_t = a + bt + x_{t-1}$$

Sous l'hypothèse nulle de marche aléatoire, la variance des rentabilités varie proportionnellement à l'intervalle de l'échantillon. Ainsi, la variance d'une période « k », doit être égale à « $1/k$ » fois la variance des rentabilités de la période. Autrement dit, diviser le ratio de « $1/k$ » fois la variance des rentabilités d'une période « k » par la variance de rentabilité de la période, donne 1 pour toutes les valeurs de « k ». C'est ce ratio qui représente le ratio de variance et qui peut être formalisé ainsi :

$$RV_k = \frac{Var(x_t + x_{t+1} + \dots + x_{t+k-1})}{Var(x_t)} = \frac{\delta^2(k)}{\delta^2(1)}$$

Afin de tester cette hypothèse ($H_0: RV_k=1$), nous utilisons un test non paramétrique (Wright 2000) sur plusieurs périodes ($K=2, k=5, K=10$ et $k=30$). Ce test basé sur les rangs et les signes est un prolongement de celui de Mac Kinlay (1988). Plusieurs études ayant comparé les divers tests de marche aléatoire (Hoque et al. 2007) ont confirmé que ce test est de loin le plus utilisé par les chercheurs et qu'il donne des résultats robustes. Aussi, ce test est particulièrement adapté aux séries de rentabilités même en présence d'hétéroscédasticité et de non normalité (Smith et Ryoo 2003).

Le rejet de l'hypothèse nulle de marche aléatoire peut résulter soit d'une hétéroscédasticité soit d'une auto-corrélation des prix des indices. C'est la raison pour laquelle nous estimons les ratios de variance et nous calculons la statistiques $Z(K)$ qui suppose que les résidus sont homoscedastiques et $Z^*(K)$ qui teste la robustesse même en présence d'hétéroscédasticité.

4. RÉSULTATS

4.1. Cointégration

Les séries des indices boursiers de notre échantillon ne sont pas stationnaires en niveau, elles sont toutes intégrées d'ordre 1 (I1), comme le montrent les résultats de la stationnarité de la série réalisés à l'aide du test ADF (tableau 2). Cela nous a conduit à vérifier la présence de cointégration entre chaque indice islamique et son benchmark

L'application du test ADF sur les résidus de la relation entre chaque indice boursier islamique et son benchmark montre que l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire est rejetée au seuil de

Tableau 2:

Test de cointégration et modèle à correction d'erreurs	Stationnarité de la série en différence		Stationnarité du résidu		Modèle à correction d'erreurs	
	Test ADF	Stationnarité (I1)	test ADF	Cointégration	Coeff.	Standard Error.
DJIMKT	-41.007*** (0.0000)	Oui	-1.524 (0.1196)	Non		
WIDOW	-40.045*** (0.0000)	Oui				
FSAWRD	-21.629*** (0.0000)	Oui	-3.295* (0.0676)	Oui	-0.0249*	0.0135
FAWRD	-31.488*** (0.0000)	Oui				
SP500S	-27.518*** (0.0000)	Oui	-2.594 (0.2829)	Non		
SP500	-27.026*** (0.0000)	Oui				
MSACWS	-21.969*** (0.0000)	Oui	-1.677* (0.0885)	Oui	-0.1154***	0.0313
MSWRD	-21.979*** (0.0000)	Oui				
JHI	-46.506*** (0.0001)	Oui	0.145 (0.9977)	Non		
JKSE	-45.708*** (0.0001)	Oui				
KLSI	-28.064*** (0.0000)	Oui	-1.519 (0.1207)	Non		
KLCI	-28.297*** (0.0000)	Oui				

10% pour les couples

d'indices de la famille FTSE et MSCI (FSAWRD et FAWRLD d'un côté e: MSACWS et MSWRD de l'autre côté). En effet, le résidu estimé est stationnaire et ces séries sont donc

cointégrées comme le montre le tableau 2. Cela nous conduit à estimer un modèle de correction d'erreurs pour ces séries d'indices.

L'estimation du modèle à correction d'erreurs pour les familles d'indices FTSE et MSCI a été faite en considérant l'indice islamique comme variable dépendante. Les résultats montrent que les termes à correction d'erreur associés à la force de rappel sont négatifs et significatifs (tableau 2). A long terme, il existe un rattrapage vers la valeur d'équilibre, et les déséquilibres entre les indices FSAWRD et FAWRLD d'une part et entre MSACWS et MSWRLD d'autre part se compensent et conduisent à des évolutions similaires à long terme. Le coefficient associé à la force de rappel vers l'équilibre de long terme pour les indices islamiques de FTSE est significativement différent de zéro, il est de l'ordre de -0.0249. Pour l'indice islamique de MSCI, la force de rappel est de -0.1154, il s'ajust plus rapidement vue que l'intensité de correction d'erreur est plus importante.

Le tableau suivant résume les résultats obtenus pour les 6 couples d'indices:

*, **, *** indiquent respectivement les seuils de significativité à 1%, 5% et 10%. Entre parenthèses les *p-values*

Les rentabilités des indices islamiques de la famille FTSE et MSCI se comportent de la même manière vis-à-vis de leurs valeurs passées (tableau 3). Ainsi, leurs rentabilités en période (t) dépendent:

- Positivement et significativement de leurs rentabilités enregistrées lors de la période passée (t-1).
- Positivement et significativement des rentabilités de leurs benchmarks en période (t)
- négativement et significativement des rentabilités de leurs benchmarks respectifs en (t-1).

Tableau 3: modèles à correction d'erreurs estimés pour les indices de la famille FTSE et MSCI

Variable dépendant: FSAWRD			
Variable	Coefficient	Std. Error	p value
RESIDU(-1)	-0.0249*	0.0135	0.0660
FAWRLD(-1)	-0.3951***	0.0123	0.0000
FSAWRD(-1)	1.0081***	0.0125	0.0000
FAWRLD	0.3906***	0.0096	0.0000

	K	RV(K)	Homoscédasticité		Hétéroscédasticité	
			Z(K)	p-value	Z*(K)	p-value
DJIMKT	k=2	1.114470	6.4419***	0.0000	6.4419***	0.0000
	k=5	1.121161	3.4316***	0.0006	3.1122***	0.0019
	k=10	1.080615	1.7241*	0.0847	1.3436	0.1791
	k=30	1.165290	1.231511	0.2181	1.5085	0.1314
W1 DOW	k=2	1.102305	5.7573***	0.0000	3.2822***	0.0010
	k=5	1.116338	2.9883***	0.0028	1.7057*	0.0881

	k=10	1.079467	1.3245	0.1853	0.7606	0.4468
	k=30	1.178370	1.6279	0.1035	0.9462	0.3440
FSAWRD	k=2	1.122184	-1.8424*	0.0654	3.6204***	0.0003
	k=5	1.121655	-2.2100**	0.0271	1.6453*	0.0999
	k=10	1.162923	-1.6335	0.1023	1.4298	0.1528
	k=30	1.329507	-0.8995	0.3684	1.5834	0.1133
FAWRD	k=2	0.937821	-1.8424*	0.0654	-1.4155	0.1569
	k=5	0.836592	-2.2100**	0.0271	-1.6010	0.1094
	k=10	0.813857	-1.6335	0.1023	-1.1400	0.2543
	k=30	0.812804	-0.8995	0.3684	-0.6348	0.5255
SP500	k=2	0.859612	-4.5556***	0.0000	-3.0981***	0.0019
	k=5	0.726870	-4.0454***	0.0001	-2.4508**	0.0143
	k=10	0.693203	-2.9485***	0.0032	-1.7426*	0.0814
	k=30	0.740741	-1.3643	0.1725	-0.8092	0.4184
SP500	k=2	0.863865	-4.4175***	0.0000	-3.1955***	0.0014
	k=5	0.728969	-4.014325***	0.0001	-2.6406***	0.0083
	k=10	0.673123	-3.1415***	0.0017	-2.0012**	0.0454
	k=30	0.731569	-1.412631	0.1578	-0.8845	0.3764
MSACWS	k=2	1.090752	2.6161***	0.0089	1.7789*	0.0752
	k=5	1.051732	0.6806	0.4961	0.4126	0.6798
	k=10	1.072286	0.6171	0.5371	0.3609	0.7181
	k=30	1.146167	0.6833	0.4944	0.3998	0.6893
MSWRLD	k=2	1.079480	2.2911**	0.0220	1.5842	0.1131
	k=5	1.020857	0.2744	0.7838	0.1747	0.8613
	k=10	1.010788	0.0921	0.9266	0.0567	0.9548
	k=30	1.104986	0.4908	0.6236	0.2996	0.7645
JII	k=2	1.086530	4.3969***	0.0000	2.2094**	0.0271
	k=5	1.095071	2.2049**	0.0275	1.1252	0.2605
	k=10	1.020085	0.3022	0.7624	0.1611	0.8720
	k=30	1.136833	1.1275	0.2595	0.6601	0.5091
JKSE	k=2	1.102878	5.2275***	0.0000	2.3425**	0.0192
	k=5	1.141910	3.2913***	0.0010	1.5200	0.1285
	k=10	1.043019	0.6474	0.5174	0.3181	0.7504
	k=30	1.252700	2.0824**	0.0373	1.1574	0.2471
KLSI	k=2	1.125716	4.0131***	0.0001	2.4128**	0.0158
	k=5	1.305299	4.4482***	0.0000	2.6457***	0.0082
	k=10	1.345493	3.2664***	0.0011	2.0031**	0.0452
	k=30	1.474244	2.4551**	0.0141	1.7446*	0.0810
KLCI	k=2	1.121088	3.8653***	0.0001	2.4878**	0.0129
	k=5	1.267216	3.8934***	0.0001	2.4233**	0.0154
	k=10	1.278139	2.6296***	0.0085	1.6818*	0.0926
	k=30	1.346002	1.7912**	0.0733	1.3187	0.1872

Variable dependante: MSACWS

Variable	Coefficient	Std. Error	p value
RESIDU(-1)	-0.1154***	0.0313	0.0002
MSWRLD (-1)	-0.8792***	0.007720	0.0000
MSACWS(-1)	0.9930***	0.0037	0.0000
MSWRLD	0.8855***	0.0072	0.0000

*, **, *** indiquent respectivement les seuils de significativité à 1%, 5% et 10%.

4.2. *Efficiences des indices*

Suivant Guyot (2011) et Guidi et Gupta (2011), nous avons calculé les ratios de variance pour les indices phares de notre échantillon afin de tester leur efficacité. Le calcul a été fait en prenant en considération un retard de 2, 5, 10 et 30 jours comme le propose Wright (2000). Le tableau 4 résume les résultats obtenus :

Tableau 4: Les ratios de variance des principaux indices islamiques et de leurs benchmarks $k=\{2,5,10,30\}$

*, **, *** indiquent respectivement les seuils de significativité à 1%, 5% et 10%.

Nous remarquons que le test du ratio de variance permet de rejeter l'hypothèse nulle de marche aléatoire ($RV=1$) en absence d'hétéroscédasticité, cela se vérifie pour tous les couples d'indices lorsque nous prenons un nombre de retard $k=2$ comme le montre la statistique $Z(K)$. Le tableau 4 nous montre également que les indices et conventionnels des familles MSCI et FTSE représentent un degré d'inefficacité faible par rapport aux autres indices, alors que les indices malaisiens semblent être les moins efficaces. En présence d'hétéroscédasticité, l'hypothèse nulle de marche aléatoire n'est pas rejetée pour deux indices conventionnels (MSWRLD et FAWRLD), ils sont donc caractérisés par un $RV=1$ et sont de ce fait efficaces, compte tenu de la forme faible d'efficacité informationnelle. Nous pouvons en déduire que les rentabilités des indices boursiers de notre échantillon ne sont pas prévisibles, à l'exception des indices conventionnels des familles FTSE et MSCI. Les autres paires d'indices ont un comportement similaire, les indices phares islamiques et conventionnels de Dow Jones, de Standard and Poor's de la Malaisie et de l'Indonésie ont le même niveau d'inefficacité.

La représentation graphique des ratios de variance et de leurs erreurs standards (Annexe 1) confirme les résultats précédents en termes de comparaison de chaque indice avec son benchmark. Ainsi, nous pouvons remarquer qu'effectivement les indices islamiques et conventionnels de chaque famille représentent le même niveau d'inefficacité. Aussi, il est possible de remarquer que les indices famille FTSE et MSCI s'approchent le plus de la ligne horizontale synonyme d'efficacité ($RV=1$). Pour tester la robustesse des résultats précédents, nous proposons de recalculer les ratios de variance et d'effectuer les tests Z en prenant en considération un retard de 2, 4, 8 et 16 jours comme proposé par Smith et Ryou (2003). Le tableau 5 montre les résultats de calcul qui confirment les résultats précédents en ce qui concerne le niveau comparable d'inefficacité entre les indices islamiques et conventionnels. Remarquons également que les derniers résultats montrent que le test Z en présence d'hétéroscédasticité permet de rejeter l'hypothèse nulle de marché aléatoire pour l'indice FAWRLD au seuil de 5% $k=4$. Il en découle que le seul indice de notre échantillon qui affiche le meilleur niveau d'efficacité est l'indice conventionnel de la famille FTSE

(MSWRLD)

Tableau 5 : Les ratios de variance des principaux indices islamiques et de leurs benchmarks k={2,4,8,16}

	K	Var.Ratio	Homoscédasticité		Hétéroscédasticité	
			Z(K)	p value	Z*(K)	p value
DJIMKT	k=2	1.114470	6.4419***	0.0000	3.8381***	0.0001
	k=4	1.114081	3.4316***	0.0006	2.0379**	0.0416
	k=8	1.090623	1.7241*	0.0847	1.0366	0.2999
	k=16	1.096324	1.2315	0.2181	0.7501	0.4531
WI DOW	k=2	1.102305	5.7573***	0.0000	3.2822***	0.0010
	k=4	1.104916	3.1559***	0.0016	1.7869*	0.0739
	k=8	1.088143	1.6769*	0.0936	0.9638	0.3351
	k=16	1.097322	1.2442	0.2134	0.7136	0.4755
FSAWRD	k=2	1.122184	3.6204***	0.0003	2.8354***	0.0046
	k=4	1.107741	1.7064*	0.0879	1.1848	0.2361
	k=8	1.154951	1.5521	0.1206	1.0171	0.3091
	k=16	1.203315	1.3686	0.1711	0.8663	0.3863
FAWRLD	k=2	0.937821	-1.8424*	0.0654	-1.4155	0.1569
	k=4	0.829796	-2.6957***	0.0070	-1.9848**	0.0472
	k=8	0.811539	-1.8878*	0.0590	-1.3249	0.1852
	k=16	0.810763	-1.2739	0.2027	-0.8877	0.3747
SP500S	k=2	0.859612	-4.5556***	0.0000	-3.0981***	0.0019
	k=4	0.742296	-4.4699***	0.0000	-2.7352***	0.0062
	k=8	0.698656	-3.3057***	0.0009	-1.9657**	0.0493
	k=16	0.721554	-2.0527**	0.0401	-1.2019	0.2294
SP500	k=2	0.863865	-4.4175***	0.0000	-3.1955***	0.0014
	k=4	0.749718	-4.3412***	0.0000	-2.8808***	0.0040
	k=8	0.684436	-3.4617***	0.0005	-2.2289	0.0258
	k=16	0.691239	-2.2762**	0.0228	-1.4221	0.1550
MSACWS	k=2	1.090752	2.6161***	0.0089	2.6161***	0.0089
	k=4	1.035804	0.5517	0.5812	0.5517	0.5812
	k=8	1.063637	0.6201	0.5351	0.6201	0.5351
	k=16	1.085277	0.5584	0.5765	0.5584	0.5765
MSWRLD	k=2	1.079480	2.2911**	0.0220	1.5842	0.1131
	k=4	1.015366	0.2367	0.8128	0.1517	0.8794
	k=8	1.008451	0.0823	0.9344	0.0512	0.9591
	k=16	1.017638	0.1155	0.9080	0.0701	0.9441
JII	k=2	1.086530	4.3969***	0.0000	2.2095**	0.0271
	k=4	1.093443	2.5380***	0.0111	1.2829	0.1995
	k=8	1.059424	1.0208	0.3074	0.535	0.5926
	k=16	0.994691	-0.0613	0.9511	-0.0339	0.9729
JKSE	k=2	1.102878	5.2275***	0.0000	2.3425**	0.0192
	k=4	1.140558	3.8177***	0.0001	1.7381*	0.0822
	k=8	1.085315	1.4655	0.1428	0.7035	0.4817

KLSI	k=16	1.057037	0.6584	0.5103	0.3412	0.7329
	k=2	1.125716	4.0131***	0.0001	2.4128**	0.0158
	k=4	1.244875	4.1782***	0.0000	2.5034**	0.0123
	k=8	1.334936	3.6144***	0.0003	2.1730**	0.0298
	k=16	1.375258	2.7214***	0.0065	1.7635*	0.0778
KLCI	k=2	1.121088	3.8653***	0.0001	2.4878**	0.0129
	k=4	1.219080	3.7381***	0.0002	2.3545**	0.0185
	k=8	1.272155	2.9369***	0.0033	1.8433*	0.0653
	k=16	1.307856	2.2326**	0.0256	1.5048	0.1324

*, **, *** indiquent respectivement les seuils de significativité à 1%, 5% et 10%.

CONCLUSION

Les indices boursiers islamiques ont été lancés afin de proposer aux investisseurs des opportunités d'investissement conformes à leurs orientations éthiques et religieuses. Nous nous sommes posé la question de savoir si ces indices offrent le même potentiel de diversification et le même niveau d'efficacité que leurs homologues conventionnels.

Nous avons analysé 6 couples appartenant aux principales familles d'indices boursiers islamiques, à savoir : Dow Jones, FTSE, Standard and Poor's, MSCI, l'indice phare de la bourse indonésienne ainsi que celui de la Malaisie. L'étude a été faite sur des données quotidiennes et sur une longue période à partir de la date du lancement de chaque indice islamique. Notre travail de collecte de données à partir de 3 grandes bases de données financière (Factset, Reuters et Datastream) nous a permis de couvrir les principaux indices existants. C'est la première fois que ces six grandes familles d'indices soient analysées ensemble en une seule étude, dont deux familles qui n'ont jamais été étudiées dans la littérature jusqu'à présent (les indices islamiques de Standard and Poor's et de MSCI).

Deux volets ont été étudiés, l'existence d'un potentiel de diversification et le niveau d'efficacité des indices boursiers islamiques par rapport à leurs benchmarks respectifs. Concernant diversification, nos résultats montrent l'absence de cointégration des 4 familles d'indices (Dow Jones, Standard and Poor's, indices indonésiens et malaisiens), cela est synonyme à l'existence d'opportunités de diversification à long terme. Ces opportunités sont absentes pour les deux familles d'indices cointégrés avec leurs benchmarks (FTSE et MSCI) à cause de l'existence du mécanisme d'ajustement à long terme. Quant à l'efficacité, nous avons remarqué que, de manière globale, les indices islamiques et conventionnels de chaque famille ont le même niveau d'inefficacité. Aussi, le test des ratios de variance nous a permis de remarquer que les indices de la famille FTSE et MSCI s'approchent le plus de l'efficacité ($RV=1$).

Notre recherche contribue à enrichir la littérature sur les indices boursiers islamiques et permet de mieux comprendre les caractéristiques stochastiques et le comportement des indices boursiers islamiques par rapport à leurs benchmarks. Nos résultats peuvent avoir des implications managériales en matière de gestion de portefeuille et d'allocation d'actifs. Ainsi, à la lumière de ce que nous avons trouvé, les investisseurs et sociétés de gestion peuvent diversifier leurs portefeuilles en prenant position sur des indices boursiers islamiques qui présentent les mêmes tendances que leurs homologues conventionnels.

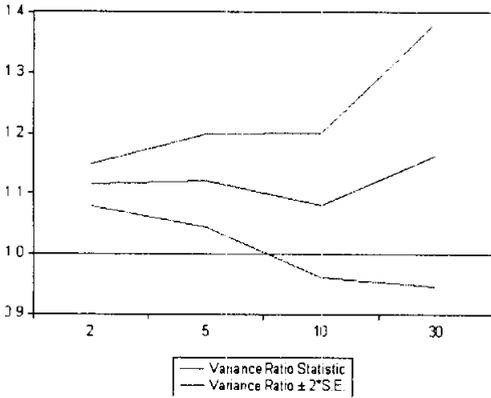
Tout au long de cette recherche, nous avons étudié uniquement les indices larges de chaque famille, mais nous pouvons proposer d'autres pistes de recherche et d'améliorations possibles. En effet, les recherches ultérieures peuvent étudier les indices sectoriels, régionaux ou par capitalisation boursière de chaque indice islamique afin de déceler les différences qui peuvent exister à l'intérieur de chaque famille d'indice

REFERENCES

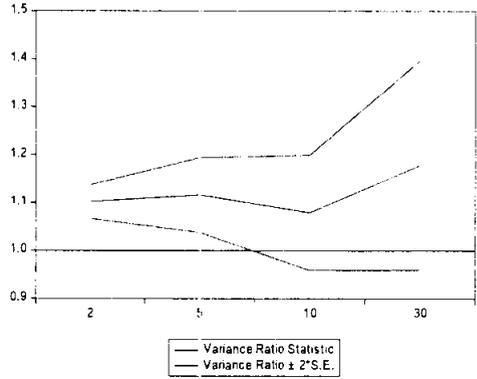
- Ahmad, Z., et H. Ibrahim. « A Study of Performance of The KLSE Syariah Index ». *Malaysian Management Journal* 6 (1 & 2), 2002, pp.25-34.
- Albaity, M., et R. Ahmad. « Performance of Syariah and Composite Indices: Evidence from Bursa Malaysia ». *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance (AAMJAF)* 4 (1), 2008, pp.23-43.
- Atta, H. « Ethical rewards ». University of Durham, Dissertation thesis, 2000, <http://www.djindexes.com/mdsidx/downloads/thesis.pdf>.
- Dabeerru, R.N. « Performance of Mutual Funds in Saudi Arabia », 2006, <http://ssrn.com/abstract=921523>.
- Elfakhani, Said, Youssef Sidani, et Omar Fahel. « An Assessment of the Performance of Islamic Mutual Funds », 2002, American University of Beirut.
- Engle, R. F., et C.W.J Granger « Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing ». *Econometrica* 55 (2), 1987, pp.251-276.
- Fahmi, A. R., Noryati A., et Ismail A. « Information transmission between Islamic stock indices in South East Asia ». *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management* 2 (1), 2009, pp. 7-19
- Girard, E., et M. K. Hassan, « Faith-Based Ethical Investing: The Case of Dow Jones Islamic Indexes ». *Paper for the FMA Annual Meeting, Chicago, 2005*, <http://www.fma.org/SLC/Papers/Faith-BasedEthicalInvesting.pdf>.
- « Is There a Cost to Faith-Based Investing: Evidence from FTSE Islamic Indices ». *The Journal Of Investing* 17 (4), 2008, pp.112-121.
- Guidi, F., et R. Gupta « Are ASEAN stock market efficient? Evidence from univariate and multivariate variance ratio tests ». *Discussion Papers in Finance No. -13*. 2011 Griffith University.
- Guyot, A. « Les préceptes de la Shari'ah contribuent-ils à l'efficacité et à la performance des marchés d'actions? Une étude comparative des indices Dow Jones Islamic. » In Colloque international: Ouverture et émergence en Méditerranée, 17-18 octobre 2008, Rabat Maroc.
- « Efficiency and Dynamics of Islamic Investment: Evidence of Geopolitical Effects on Dow Jones Islamic Market Indexes ». *Emerging Markets Finance and Trade* 47 (6), pp.24-45.
- Hakim, S., et M. Rashidian.. « Risk & return of Islamic stock market indexes », *Economic Research Forum Annual Meeting Sharjah UAE October, 2002*
- « How Costly is Investors' Compliance to Sharia? » In *Proceedings of the 11 th economic research forum annual conference. Sharjah, UAE, 2004*
- Hassan, M. K. « Risk, Return and Volatility of Faith-based Investing: the Case of DJIM ». In Boston, Massachusetts: October 6-7, 2001.
- Hoque, H. A.A.B., J. H. Kim, et C. S. Pyun. « A comparison of variance ratio tests of random walk: A case of Asian emerging stock markets ». *International Review of Economics & Finance* 16 (4), 2007, pp.488-502.
- Hussein, K. A. « Islamic Investment: Evidence From Dow Jones and FTSE Indices ». In *6th International Conference on Islamic Banking and Finance, November 14-21, 2005, Jakarta, Indonesia*
- Kok, S., G. Giorgioni, et J. Laws. « Performance of Shariah-Compliant Indices in London and NY Stock Markets and their potential for diversification ». *International Journal of Monetary Economics and Finance* 2 (3), 2009, pp.398-408.
- Lardic, S., et V. Mignon. *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*, 2002, Economica.
- Lo, A. W., et A. C. MacKinlay « Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test ». *Review of financial studies*, 1988, pp.41-66.
- Miglietta, F., et G. Forte. « Islamic Mutual Funds as Faith-Based Funds in a Socially Responsible Context », 2007, Luigi Bocconi University, Milan.
- Mignon, V.. *Econométrie: Théorie et applications*, 2008, Economica.
- Nishat, M. « Experience of Equity-based Islamic Shares in Pakistan ». *Pakistan Development Review* 41 (2), 2004, pp.583-602
- Ruimy, M *La finance islamique*, 2008, Arnaud Franel éditions, Paris.
- Smith, G., et H. J Ryoo, « Variance ratio tests of the random walk hypothesis for European emerging stock markets ». *The European Journal of Finance* 9 (3), 2003, pp.290-300.
- Wright, J. H. « Alternative variance-ratio tests using ranks and signs ». *Journal of Business & Economic Statistics* 18 (1), 2000, pp.1-9.
- Yusof, R. M., et M. S. A. Majid. « Stock Market Volatility Transmission in Malaysia: Islamic Versus Conventional Stock Market ». *Journal of KAU: Islamic Economics* 20 (2), 2007, pp.17-35.

Annexel: La représentation graphique des ratios de variance (RV) des indices islamiques et de leurs homologues conventionnels

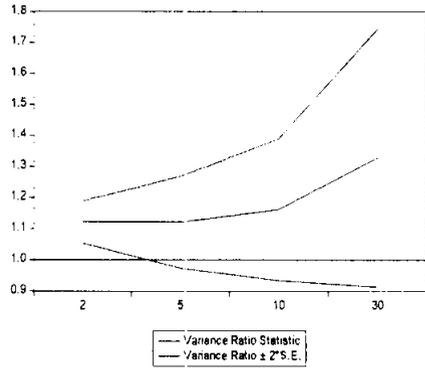
Variance Ratio Statistic for DJIMI with $\pm 2^*S.E.$ Bands



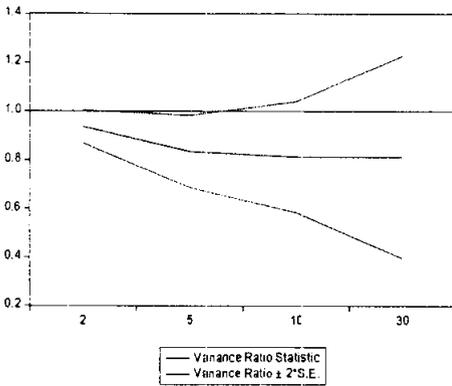
Variance Ratio Statistic for W1DOW with $\pm 2^*S.E.$ Bands



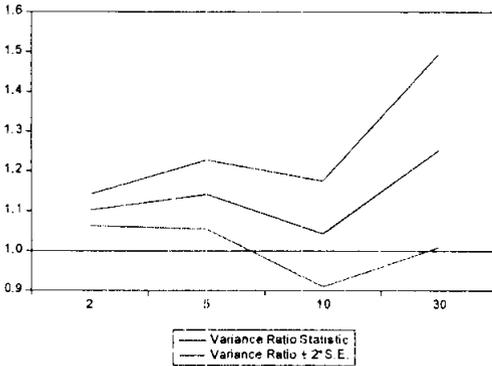
Variance Ratio Statistic for FTSE_SHARIAH with $\pm 2^*S.E.$ Bands



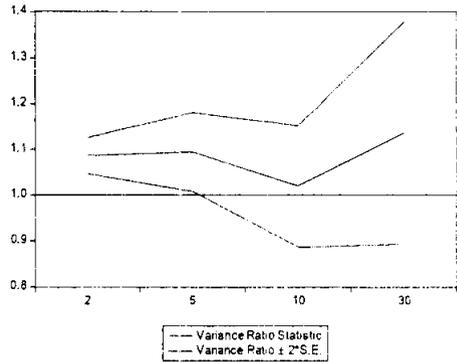
Variance Ratio Statistic for FTSE with $\pm 2^*S.E.$ Bands



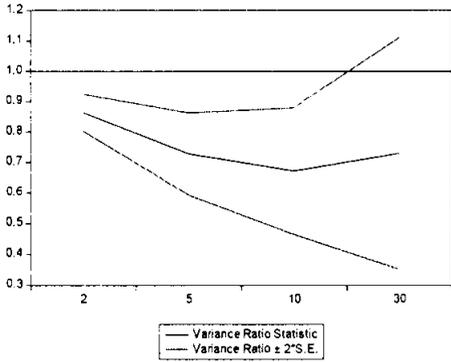
Variance Ratio Statistic for JKSE with $\pm 2^*S.E.$ Bands



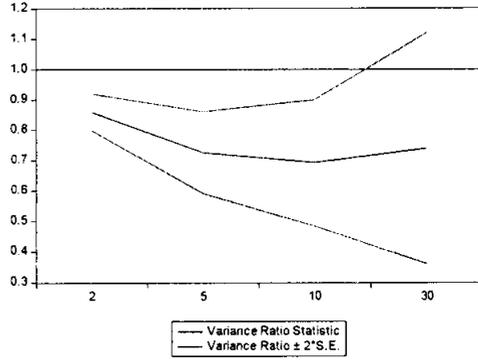
Variance Ratio Statistic for JII with $\pm 2^*S.E.$ Bands



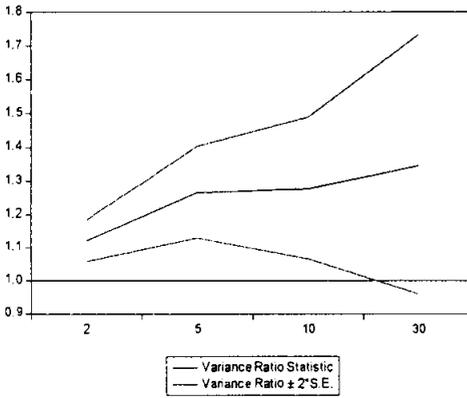
Variance Ratio Statistic for SP500 with $\pm 2^*S.E.$ Bands



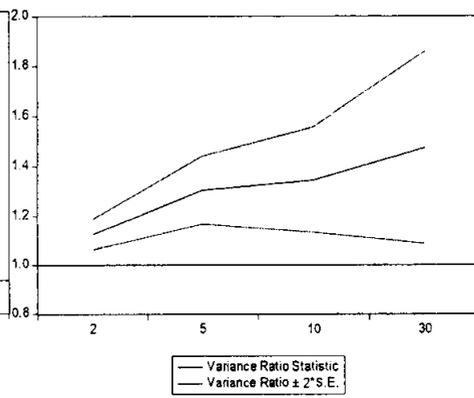
Variance Ratio Statistic for SP500_SHARIAH with $\pm 2^*S.E.$ Bands



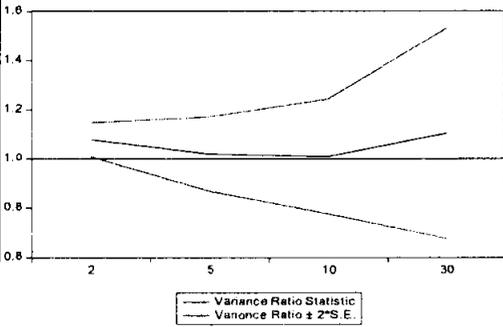
Variance Ratio Statistic for KLCI with $\pm 2^*S.E.$ Bands



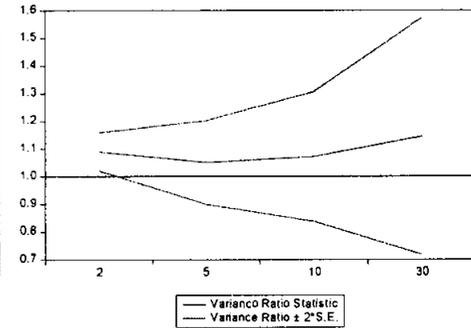
Variance Ratio Statistic for KLSI with $\pm 2^*S.E.$ Bands



Variance Ratio Statistic for MSCI with $\pm 2^*S.E.$ Bands



Variance Ratio Statistic for MSCI_ISLAMIC with $\pm 2^*S.E.$ Bands



ÉVALUATION DE LA CONCURRENCE BANCAIRE AU MAROC : APPLICATION DU MODÈLE DE PANZAR ET ROSSE

Hakam Afifa

Afifahakam@hotmail.com
Faculté des Sciences Juridiques
Économiques et Sociales de
Rabat-Agdal

Filali Adib Fatine

filaliadib@live.fr
Faculté des Sciences
Juridiques
Économiques et
Sociales de Rabat-
Agdal

Firano Zakaria

firanou@yahoo.fr
Faculté des Sciences
Juridiques
Économiques et
Sociales de Rabat-
Agdal

Résumé

Ce papier évalue le degré de la concurrence au niveau du secteur bancaire marocain à l'aide de l'approche de Panzar et Rosse (1987). Ainsi, une fonction de revenu de forme réduite a été estimée, en données de panel, sur un échantillon de cinq banques marocaines qui détiennent plus de 80% du marché du crédit. Les résultats obtenus confirment empiriquement que le secteur bancaire marocain est non concurrentiel (par les prix ou/et par les quantités), est caractérisé par une concurrence monopolistique dont les facteurs déterminants sont propres aux comportements bancaires. En outre, l'analyse de la dynamique de l'indice de Panzar et Rosse entre 1993 et 2010 fait prévaloir une stabilité du degré concurrentiel puisqu'il varie entre 0,37 et 0,28, ce qui laisse présager que les banques en présence conduisent des stratégies d'ententes permettant de réduire la concurrence du secteur bancaire marocain.

Summary

This paper assesses the degree of competition in the Moroccan banking sector with the approach of Panzar and Rosse (1987). Thus, a revenue function of the reduced form was estimated using panel data on a sample of five Moroccan banks that hold more than 80% of the credit market. The results confirm empirically that the Moroccan banking sector is not competitive (by price or / and by quantity), is characterized by monopolistic competition which factors are specific to bank behavior. Furthermore, analysis of the dynamics of the index of Panzar and Rosse between 1993 and 2010 made a claim stabilization of competitive level, varying between 0.37 and 0.28, which suggests that banks in the presence strategies lead to agreements that reduce competition in the banking sector in Morocco.

Mots clés : Industrie bancaire, concurrence, concentration, pouvoir de marché et concurrence monopolistique.

I. Introduction

Le processus de libéralisation financière et de déréglementation du système bancaire marocain, entamé depuis le début des années 90, visait à instaurer un climat des affaires favorable à la croissance économique et à l'intégration du système financier dans l'équation du développement économique et social.

Depuis plusieurs décennies, le rôle du système bancaire marocain dans l'allocation optimale des ressources et dans le financement de l'économie était globalement limité. L'encadrement des crédits, les politiques sélectives et l'administration des taux ont pesé lourdement sur le bien être des différentes banques et ont causé quelques difficultés, voire faillites, de quelques établissements bancaires. Le taux des créances en souffrance ont atteint durant cette période des seuils extrêmes réduisant ainsi la qualité des actifs et des bilans bancaires. Cette situation démontre effectivement et sans aucun doute que le système bancaire marocain était dans des conditions de sous optimalité, qui ne favorisent ni le bien être du consommateur ni du producteur.

Dans cette perspective, les mouvements de libéralisation ont été mise en œuvre pour permettre aux banques de bénéficier des biens faisances d'une économie de marché. Les actions de libéralisation des taux d'intérêt, de décloisonnement, de déréglementation et de désintermédiation ont pu contribuer à améliorer la concurrence dans le système bancaire marocain. L'instauration d'un climat concurrentiel, va permettre aux institutions financières de maximiser leurs revenus et de contribuer efficacement à la croissance économique du pays. Par ailleurs, ces mouvements de libéralisation ont conduit à réduire significativement le niveau des taux d'intérêt, ce qui a facilité, à une certaine mesure, l'inclusion financière des différents agents économiques.

Après plusieurs années de réformes soutenues, le secteur bancaire marocain est aujourd'hui un des premiers au niveau de l'Afrique, ses stratégies dépassent désormais les frontières du pays pour atteindre d'autres pays voisins. Bien que, les indicateurs de performance indiquent une solidité et une rentabilité grandissantes, le système bancaire marocain demeure affecter par des faiblesses quant aux coûts de financement des investissements et aux conditions d'accès des agents économiques aux services financiers. Les stratégies entreprises par les banques font prévaloir un comportement collusoire en termes de prix et une unicité en termes de régulation de la relation clients-banques.

Les questions de tarification et de stratégies bancaires sont intimement liées aux problématiques de concurrence bancaire. Une industrie bancaire concurrentielle garantie une optimalité dans l'allocation de l'épargne à l'investissement. De surcroît, la minimisation des coûts des inputs et la maximisation des revenus bancaires permettent entre autres de maintenir les prix des services bancaires à leurs niveaux d'optimalité et d'efficacité. Toutefois, un secteur concurrentiel n'est guère garant d'une stabilité macroéconomique, puisque la concurrence induit toujours des comportements darwinistes qui convergent souvent vers des conditions monopolistiques qui jouent en désaccord avec le bien être du consommateur.

A cet égard, l'analyse de la structure concurrentielle et du pouvoir de marché sont d'importance cruciale pour juger l'efficacité des politiques publiques en termes de régulation des activités bancaires. Prévoir une mesure du pouvoir du marché des banques marocaines va permettre de juger l'optimalité de leurs actions et leur impactent sur le coût du capital et la croissance des investissements productifs. De plus, la mesure de la concurrence revêt un caractère grandissant

puisque'elle contribue à la formulation de règles prudentielles plus efficaces et permettant de réguler l'activité d'intermédiation en réduisant les risques systémiques d'une structure donnée.

Dans cette perspective, on envisage de mesurer le pouvoir de marché ainsi que la structure de concurrence du système bancaire marocain à travers l'usage du modèle de Panzar et Rosse (1987) sur une période allant de 1993 et 2010. Ce travail mettra en lumière dans un premier point les différents travaux théoriques et empiriques traitant de la concurrence. Ensuite, une présentation du modèle des deux auteurs sera envisagée. Ainsi, l'adaptation du modèle au cadre marocain sera effectuée. Enfin, les résultats des estimations et leurs interprétations feront l'objet de la dernière section.

2. Revue de littérature théorique

Deux grandes approches théoriques sont employées afin de mesurer le degré de la concurrence d'une industrie bancaire, à savoir : les approches structurelles et non-structurelles⁸⁹. La première approche a ses origines dans le paradigme de Structure-Comportement-Performance (SCP)⁹⁰ et l'hypothèse d'efficacité. Ces deux modèles étudient, respectivement, les effets de la concentration et de l'efficacité sur la performance d'une industrie. La concentration, selon l'approche SCP « la séquence royale » permet de renforcer le poids des grandes firmes d'une industrie et contribue à sa performance en termes de taille et de taux de profit conduisant ainsi à une structure oligopolistique ou monopolistique. Par ailleurs, la théorie de l'efficacité avance qu'une institution n'a guère besoin d'une dominance en termes de taille pour parvenir à s'accaparer le marché, il suffit donc d'avoir un comportement rationnel visant une efficacité productive et allocationnelle.

La seconde approche, qualifiée de non structurelle, affirme que les facteurs autres que la structure et la concentration du marché peuvent affecter le comportement concurrentiel, tels que les barrières à l'entrée (sortie) et la contestabilité générale du marché (Baumol et autres 1982 ; Bresnahan, 1989 ; Rosse et Panzar, 1977 ; Panzar et Rosse, 1987). Cette approche suppose qu'il n'existe pas nécessairement une relation inverse entre la concentration et la concurrence, à vrai dire, la contestabilité de l'industrie peut dépendre de l'ampleur de la concurrence potentielle⁹¹ et pas forcément de la structure du marché.

Trois modèles non structurels de comportement concurrentiel ont été développés. Ces modèles, mesurent, par ailleurs, la concurrence et analysent les stratégies concurrentielles des firmes sans faire prévaloir des informations explicites ou implicites sur la structure du marché (Iwata (1974), Bresnahan (1982) et Lau (1982), et Panzar et Rosse (1987)). L'ensemble de ces modèles évalue la concurrence à travers les variations marginales des prix sur le marché. Les déviations des prix sont mesurées soit par le recours à la théorie oligopolistique (modèle de Bresnahan et d'Iwata) soit par référence aux propriétés statistiques des équations de revenu de forme réduite (approche de Panzar et de Rosse).

L'approche de Panzar et de Rosse est basée sur l'idée que les banques utilisent différentes stratégies de prix, en réponse aux changements des coûts des inputs de la structure du marché dans laquelle

⁸⁹ Les approches structurelles se basent sur la structure de l'industrie et plus précisément sur le niveau de la concentration pour mesurer la concurrence. alors que les approches non structurelles se basent sur des données microéconomiques afin de vérifier la structure concurrentielle voir Bikker (2008).

⁹⁰ Le modèle de SCP a été appliqué dès son origine aux industries manufacturières ; il a été présenté plus tard dans le secteur bancaire suivant Schweiger et McGee (1961) et à servi comme terre fertile pour les essais empiriques sur l'impact de la concentration sur la rentabilité de banque.

⁹¹ Voir également le Goddard et autres. 2001.

elles fonctionnent. Cette méthodologie est inspirée d'un modèle d'équilibre général du marché. Elle permet de mesurer le comportement concurrentiel des firmes basé sur les propriétés des équations de revenu de forme réduite, tout en estimant une statistique, H ⁹², défini comme la somme des élasticités des revenus bancaires aux variations des prix des inputs, permettant ainsi d'évaluer le degré de concurrence régnant sur les marchés bancaires.

Cette statistique vérifie trois types de concurrence qui peuvent caractériser l'industrie bancaire :

1. Monopole ou oligopole collusif ($H \leq 0$) : pour un monopole ou oligopole collusif, la condition de premier degré de maximisation du profit stipule que le coût marginal soit égal au revenu marginal. Le coût marginal étant positif, à l'équilibre le revenu marginal doit aussi être positif. Or, la maximisation du profit implique que si initialement le revenu marginal est positif, alors il devient négatif avec l'augmentation des prix des facteurs de production ; c'est-à-dire, le revenu diminue et par conséquent, $H < 0$ ⁹³.

2. Concurrence pure et parfaite ($H=1$) : à cause du fait que la fonction de coût doit être homogène de degré 1 par rapport aux prix des facteurs de production, toute augmentation des prix génère une même augmentation du coût. Une banque parfaitement compétitive, contrainte à un profit zéro, doit ainsi ajuster le prix du produit ou du service offert, ce qui fait que, dans un équilibre à long terme, le revenu d'une telle banque doit se modifier du même niveau que ses coûts et par conséquent comme les prix des facteurs de production d'où $H=1$.

3. Concurrence monopolistique ($0 < H < 1$) : les valeurs intermédiaires de H-statistique (entre 0 et 1) indiquent une concurrence monopolistique.

3. Travaux empiriques

De nombreuses études empiriques ont appliqué le modèle de Panzar et Rosse (1987) issu de la nouvelle théorie d'organisation industrielle. Ces études ont abouti à des résultats différents. Shaffer (1982) a été le premier à appliquer le modèle de Panzar et Rosse (1977), sur un échantillon des banques de New York en 1979, trouvant ainsi des valeurs du H-statistique comprises entre 0.32 et 0.36, ces résultats confirment l'existence d'une concurrence monopolistique. De même, Nathan et Neave (1989) ont étudié la concurrence dans le secteur financier canadien (banques, compagnies d'assurance...) pour une durée qui s'étale entre 1982 et 1984. Les valeurs du H-statistique qu'ils ont trouvé sont de 1.058 en 1982, et 0.68 en 1983 et 0.729 en 1984. Sous la base de ces résultats ces auteurs ont conclu que les banques commerciales canadiennes évoluent dans un marché de concurrence monopolistique. De même, ce modèle a été utilisé pour mesurer le degré de concurrence dans le secteur bancaire chinois, dont on peut citer Yuan (2006) pour la période s'étalant entre 1996 et 2000, Stijin Claessens et Luc Laeven (2004) et Bikker et Haaf (2002). Les H-statistiques ont été élaborées d'une manière l'hétérogénéité internationale. Dans l'ensemble, le système bancaire chinois est caractérisé par une concurrence parfaite durant les années 1996, 1997, 1999 et 2000, à l'exception de 1998 où la concurrence devienne monopolistique. Molyneux, Thornton, et Lloyd-Williams (1996) ont employé le modèle de P.R. pour évaluer les structures concurrentielles régnantes dans les marchés bancaires européens. En se basant sur un échantillon de banques allemandes, françaises, italiennes, espagnoles et britanniques pour la période 1986-1989,

⁹² Voir Panzar et Rosse (1987) et Vesala (1995) Jacob A. Bikker et Jaap W. B. Bos (2008) pour la formalisation de la statistique H.

⁹³ Luis Gutiérrez de Rozas (2007) présente schématiquement les différentes interprétations de H statistique en terme de nature de la concurrence.

leur résultats ont été en faveur de la concurrence monopolistique pour le marché britannique. Pour les banques japonaises, les H-statistiques obtenus sont de 0,0193 et 0,6353 respectivement en 1986 et 1988, concluant ainsi que ces banques sont en concurrence monopolistique. Quant à Bikker et Groeneveld (2000), ils ont basé leur étude sur un échantillon de banques de l'Union Européenne. La statistique H a été calculée d'une part pour toutes les banques d'UE et d'autre part pour chaque pays pris séparément au cours de la période 1989-1996. Leurs résultats sont dans leur majorité en faveur de l'existence d'une concurrence monopolistique avec des degrés différents. Bandt et Davis (2000) ont développé un nouveau modèle pour déterminer la concurrence dans les banques d'UE, entre 1992-1996. Leur étude a été basée sur des banques de différentes tailles. Ils ont arrivé à conclure que les banques européennes sont moins concurrentielles en les comparant avec les banques américaines. Pour les banques de petites tailles, le degré de la concurrence s'est avéré faible en France et en Allemagne. Ces résultats corroborent avec l'hypothèse selon laquelle les banques de petites tailles peuvent avoir un pouvoir de marché à la différence de l'Italie où la concurrence monopolistique est déterminante quel que soit la taille des banques. Dans la même veine, Bikker et Haaf (2002) prolongent l'analyse sur 23 pays d'OCDE au cours de la période 1988-1998. Les résultats obtenus sont dans leur globalité en faveur de la concurrence monopolistique, ils ont introduit dans leur étude des banques de différentes tailles. En particulier, les grandes, moyennes et petites banques sont censées opérer respectivement dans une dimension internationale, nationale et régionale. La concurrence semble être plus forte pour les grandes banques et plus faible pour les petites banques. Negrin et autres (2006) ont entrepris une étude semblable sur le secteur bancaire mexicain. Ils se sont basés, non seulement sur la taille des banques, mais également sur les sources de revenu, en d'autres termes, sur les différentes composantes du revenu. David Hauner et Shanaka J. Peiris (2006) ont étudié les banques d'Ouganda, ils ont constaté que le niveau de la concurrence augmente sensiblement avec le temps. Yildirim et Philippatos (2007) ont étudié le comportement de 14 banques de l'Europe de l'Est dont, la Bulgarie, la République Tchèque, l'Estonie, la Croatie, la Hongrie, la Lituanie, le Macédoine, la Pologne, la Roumanie, la Slovénie, la Russie et la Yougoslavie, font partie. L'échantillon inclut un panel de 2113 observations appartenant à 325 banques au cours de la période 1993-2000. Concluant ainsi, qu'à l'exception de la Lettonie, le Macédoine et la Lituanie, ces systèmes sont caractérisés par une concurrence monopolistique. Matthews, Murinde, et Zhao (2007) ont entrepris une étude empirique sur plus de 12 grandes banques britanniques au cours de la période des changements structurels entre 1980 et 2004. La robustesse des résultats a été confirmée par l'indice de Lerner. Pour eux c'est la concurrence monopolistique qui est déterminante avec un degré légèrement stable durant la période (1980-1990) et moins intensif au-dessus de cette période. Selon Gutiérrez Rozas (2007), Bikker et Haaf (2002) et d'autres, c'est la concurrence monopolistique qui est le cadre le plus fréquent capable de caractériser les interactions entre les banques. Cette théorie est soutenue sous l'idée, qu'elle tienne compte de l'existence de la différenciation de produit entre les banques en dépit de l'homogénéité de leur activité principale

Cependant, pour les études centrées sur les pays en développement, les pays arabes, Moyen-Orient et l'Afrique du Nord sont moins abondantes dans la littérature, on peut citer Muharrami, Mathews, et Khabari (2006) leur étude a été basée sur six pays de Golf. Pour eux c'est la concurrence monopolistique qui règne à Qatar, Bahrain et Oman, à la différence de Koweït, l'Arabie Saoudite et Emirats Arabes Unis, où les marchés sont plus ou moins concurrentiels..

4. Présentation théorique du modèle de Panzar et Rosse (1987)

Pour décrire l'environnement concurrentiel du secteur bancaire, l'instrument le plus utilisé dans la littérature⁹⁴, issu de la nouvelle théorie de l'organisation industrielle, est le modèle de Panzar et Rosse (1987). Celui-ci mesure le pouvoir de marché et des conditions concurrentielles, en se basant sur l'impact des prix des facteurs de production sur les revenus des entités constitutives du secteur.

En pratique, le modèle de Panzar et Rosse se base sur l'estimation d'une équation qui lie le revenu au vecteur des prix des facteurs de production. Ce modèle se caractérise par une élasticité de la demande (η), plus grande que l'unité, et une structure de coût homogène. A l'équilibre les banques maximisent leurs bénéfices quand le revenu marginal égalise le coût marginal. Ainsi le modèle est obtenu en développant une équation de maximisation de profit d'une banque représentative.

$$\begin{aligned} \pi_i &= p \cdot Y_i - w_i \left(\frac{\partial x_i}{\partial y_i} \right) Y_i \\ &= (PM_i) \left(-\frac{1}{\eta} \right) (1 + \lambda_i) p \cdot Y_i \quad (1.1) \end{aligned}$$

Avec « PM_i » la part de marché de la banque i , « λ_i » la variation conjecturale de la production, « $1/\eta$ » l'inverse de l'élasticité de la demande, « Y_i » la production de la banque i , « p » est le prix des outputs à l'équilibre.

Multipliant l'équation de base par $\frac{Y_i}{p \cdot Y}$, afin d'obtenir la marge de prix-coût (MPC), et additionnant les résultats des rendements de l'ensemble des banques i :

$$\begin{aligned} MPC &= \left(\sum_i p \cdot Y_i \cdot w_i \left(\frac{\partial X_i}{\partial Y_i} \right) \right) / p \cdot Y \\ &= \sum_i (Y_i/Y)^2 \left(-\frac{1}{\eta} \right) (1 + \lambda_i) \\ &= HHI \left(-\frac{1}{\eta} \right) (1 + \lambda_i) \quad (1.2) \end{aligned}$$

HHI représente l'indice de Herfindahl-Hirschman, qui mesure le carré des parts de marché des banques par rapport à la part de marché de l'industrie. Supposons que HHI et λ sont des fonctions strictes des variables exogènes à la banque. La puissance du marché est donc mesurée par le point auquel un changement des prix des inputs (∂w_k) est reflété dans les revenus d'équilibre (∂R_i) de la banque i . Le modèle de Panzar et Rosse consiste à estimer la nature du comportement concurrentiel des firmes basée sur les propriétés des équations de revenu (de forme réduite) tout en calculant une statistique. H ⁹⁵ qui fournit une évaluation quantitative de la nature concurrentielle d'un marché. Cette dernière reflète la concurrence du secteur bancaire et mesure en parallèle l'élasticité des revenus quant aux changements des prix des matières premières (K) ou des facteurs y afférents. Dans ce cas, une augmentation des prix de matières premières mène à une hausse des coûts marginaux sans avoir un effet sur le revenu optimal:

$$H = \sum_{k=1}^K \left(\frac{\partial P \cdot Y}{\partial w_k} \right) \left(\frac{w_k}{P \cdot Y} \right) \quad (1.3)$$

⁹⁴ Voir Molyneux et al. (1994), Bikker et Groeneveld (1998), De Bandt et Davis (2000) et Bikker et Haaf (2002).

⁹⁵ Voir Panzar et Rosse (1987) et Vesala (1995) pour la formalisation de la statistique H .

Panzar et Rosse ont développé ce modèle pour distinguer entre les différentes structures du marché. Les valeurs prévues de H-statistique s'étendent entre $-\infty$ et 1. Si H est inférieur à zéro, le marché est qualifié de monopole, s'il s'étend entre zéro et unité pour d'autres types de concurrence imparfaite tels que la concurrence monopolistique, et on accepte l'hypothèse de marché en situation de concurrence pure et parfaite si H égal à 1.

Rosse et Panzar (1977) et Panzar et Rosse (1987) formulent des modèles simples pour les marchés monopolistiques, oligopolistiques et parfaitement concurrentiels. Afin de distinguer entre ces différentes structures du marché. Le modèle emploie une statistique H, qui peut servir comme mesure du comportement concurrentiel des banques. Le test se base sur la dérivée du modèle général du marché d'opérations bancaires, qui détermine, le rendement d'équilibre et le nombre de banques à l'équilibre. La banque « i » maximise ses bénéfices, quand le revenu marginal égalise le coût marginal :

$$R_i(Y_i, n, Z_i) - C_i(Y_i, w_i, T_i) = 0 \quad (1.4)$$

« R_i » représente les revenus, « C_i » les coûts, « Y_i » l'output, « w_i » les prix des inputs, « Z_i » et « T_i » les variables exogènes qui déterminent respectivement, les fonctions de revenu et de coût des banques; l'indice « i » se rapporte à la banque i et n représente le nombre de banques.

A l'équilibre, la contrainte de bénéfice zéro se tient :

$$R_i^*(Y^*, n^*, Z) - C^*(Y^*, w, T) = 0 \quad (1.5)$$

Les variables identifiées par (*) représentent des valeurs d'équilibre. La puissance du marché est mesurée par le point auquel un changement de facteur des prix de matières premières (dw_{ki}), pour $k = 1, \dots, m$ est reflété dans les revenus d'équilibre (dR_i), de la banque « i ». Panzar et Rosse (P.R.) définissent une mesure de concurrence H comme la somme des élasticité des revenus de forme réduite par rapport aux facteurs des prix des matières premières:

$$H = \sum_{k=0}^m \frac{\partial R_i^*}{\partial w_{ki}} \frac{w_{ki}}{R_i^*} \quad (1.6)$$

P.R. montrent que dans une situation de monopole, une augmentation des prix de matières premières augmentera les coûts marginaux, réduisant par la suite le rendement d'équilibre; ce qui aura comme conséquence une statistique H nulle ou négative⁹⁶. Trois autres modèles généralement étudiés par P.R. à savoir la concurrence monopolistique, la concurrence parfaite et la variation conjecturale d'oligopole, qui s'avèrent être compatibles aux valeurs positives de « H ». Dans ces modèles, la fonction de revenu d'une banque individuelle dépend des décisions prises par ses concurrents réels ou potentiels. Pour le monopole et la concurrence parfaite, l'analyse est basée sur les propriétés du modèle d'équilibre de Chamberlain.

Sous un ensemble de prétentions générales, les valeurs positives de H indiquent que les résultats sont compatibles à la concurrence monopolistique. En d'autres termes, les banques produisent plus aux prix inférieurs et l'augmentation des coûts d'entrée induit une augmentation moins proportionnelle des revenus. A priori, la concurrence monopolistique est la caractéristique la plus

⁹⁶ Vesala (1995), montre que le même résultat s'obtient en situation de concurrence monopolistique avec un nombre de banques fixe, de même qu'en situation de monopole ou de connivence parfaite.

plausible pour le secteur bancaire en raison de la nature de leur activité qui se base essentiellement sur la différenciation de produit, même si, il est bien évident que leurs activités sont homogènes.

En situation de concurrence parfaite, le profit marginal sera nul. On assiste donc à une égalisation des recettes marginales et des coûts marginaux. Toute augmentation des coûts se répercute, toutes choses égales par ailleurs, sur les prix des produits de la firme ; H dans ce cas prend la valeur 1 (les firmes sont des preneuses des prix dans l'équilibre concurrentiel de longue durée). Dans le cas d'oligopole parfait de connivence ou d'un cartel parfait, la valeur de H est semblable au modèle de monopole. Pour Vesala (1995), H est une fonction croissante de l'élasticité de la demande η , d'une autre manière, H devient plus élevée avec la diminution de la puissance du marché exercée par les banques. Une des prétentions générales étant à la base du modèle d'équilibre de Chamberlain est que l'élasticité de la demande η (Y, n, w), est une fonction non décroissante du nombre de banques concurrentielles⁹⁷.

5. Estimation et présentation du modèle pour le système bancaire marocain

Généralement, trois versions alternatives du modèle empirique de P.R. sont utilisées dans la littérature empirique de la concurrence. La première spécification c'est l'équation de revenu de P.R. avec l'introduction de la variable « total actif » comme variable de contrôle :

$$\log RT_{it} = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i \log w_{it} + \sum_j \gamma_j \log FS_{jit} + \delta \log TA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1.7)$$

Avec « RT », le revenu total, « w » les prix des matières premières, « FS » d'autres variables exogènes affectant le revenu et la variable TA (total actif) indiquant la taille de la banque. Dans la littérature empirique d'opérations bancaires cette version du modèle de P.R. a été employée par Vesala (1995) et De Bandt et Davis (2000), par Shaffer (1982a, 2004a), Nathan et Neave (1989) et Molyneux (1996). Voir également Ashenfelter et Sullivan (1987), Tsutsui et le Kamesaka (2005), ces auteurs ont privilégié cette spécification en justifiant sa conformité aux développements théoriques de Panzar et Rosse (1987).

D'autres études prennent les revenus divisés par les capitaux totaux comme variable dépendante dans le modèle de P.R., les partisans de cette spécification ont utilisé le rapport (RT/TA) au lieu des revenus totaux. Ils ont en effet estimé une équation de prix au lieu de l'équation de revenu. La deuxième version est donc une équation des prix de P.R. sans faire intervenir les capitaux totaux comme variable de contrôle :

$$\log (RT_{it}/TA_{it}) = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i \log w_{it} + \sum_j \gamma_j \log FS_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (1.8)$$

Cette spécification a été utilisée par De Bandt et Davis (2000), Hempell (2002), Jiang et autres (2004), Koutsomanoli-Fillipaki et Staikouras (2005), Lee et Lee (2005), et Mamatzakis et autres (2005), Jacob A. Bikker et Jaap W.B. Bos (2008).

La troisième et la dernière spécification c'est l'équation des prix de P.R. en introduisant la variable de contrôle (TA):

$$\log (RT_{it}/TA_{it}) = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i \log w_{it} + \sum_j \gamma_j \log FS_{jit} + \delta \log TA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1.9)$$

⁹⁷ Les résultats de Vesala (1995) concluent sur l'existence d'un lien positif entre H et le nombre de banques.

Cette dernière spécification a été employée par Molyneux (1994), Bikker et Groeneveld (2000), Bikker et Haaf (2002), Claessens et Laeven (2004), Yildirim et Philippatos (2007), et Schaeck et autres (2009).

Dans notre estimation on a opté pour la deuxième spécification (1.12). Nous nous sommes donc référés à la même équation de revenu de forme réduite de Bikker et autres (2008)⁹⁸, de la forme suivante :

$$\text{Log}(R_{it}) = \alpha_i + \sum_{k=1}^m \beta_k \log(I_k) + \sum_j \gamma_j \log E_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (1.10)$$

Avec « R » le revenu d'intérêt, « I_k » le coût de K-ième input, « E » d'autres caractéristiques permettant d'expliquer le revenu, ce sont des facteurs exogènes spécifiques à la banque, se reflétant dans les risques, les coûts etc. A partir de cette équation, on estime H par : $H = \sum_{k=1}^m \beta_k$

L'objectif de cette étude est de mesurer le niveau de la concurrence régnant dans la place bancaire marocaine⁹⁹, sur une période s'étalant entre 1993 et 2010 coïncide bien avec les programmes majeurs de réforme et de libéralisation touchant aussi bien le secteur réel que le secteur financier.

Dans notre modèle, on a régressé le revenu d'intérêt (revenu d'intérêt/total actif) sur les prix des facteurs de production, en ajoutant une variable de structure du bilan des banques. Nous avons opté pour l'effet individuel fixe afin d'estimer la fonction de revenu qui va nous servir à calculer l'indice de Panzar et Rosse. En effet, l'introduction des effets fixes a comme objectif de capter l'influence des variables spécifiques pour chaque entreprise bancaire.

Pour procéder aux calculs des élasticités des prix des inputs, nous avons utilisé la variable R (Revenu d'intérêts/Total actif) comme variable dépendante afin d'estimer la statistique H, et la variable ROA (rendement d'actif) pour le test d'équilibre. Concernant le calcul des trois prix des inputs, nous avons utilisé les dépenses d'intérêts (DI), les dépenses d'immobilisations (DIM) et les dépenses du personnel (DP). Nous avons introduit comme variable de structure, la variable permettant de vérifier la diversification (ou la concentration) du portefeuille de la banque (CA), cette variable sert aussi comme mesure du risque de crédit, grâce à cette variable, nous disposons aussi de proxy captant la spécialisation productive.

Il s'agit donc de construire pour chaque banque « i » de l'échantillon, les variables suivantes :

Tableau 1: Description des variables utilisées dans le modèle de Panzar et Rosse entre 1993-2010

Variables	Désignation des variables	Définition
Variable endogène	R = Revenu d'intérêt	Intérêt reçu / Total actif
Variables mesurant le prix des inputs	DI = Dépenses d'intérêt	(Dépôt * Moyenne des Bons de Trésor) / Total actif
	DIM = Dépenses d'immobilisation	Immobilisation / Total actif

⁹⁸ Voir Bikker (2008).

⁹⁹ L'échantillon étudié est composé de cinq banques commerciales, la Banque populaire (BP) ; AttijariWafabank (fusion en 2003 entre la Banque commerciale du Maroc et Wafabank) ; la Banque marocaine du commerce extérieur (BMCE) ; la Banque marocaine du commerce et de l'industrie (BMCI) ; le Crédit du Maroc (CDM).

	DP = Dépenses de personnel	Nombre de personnel
Variable de risque	CA = crédits par unité d'actif	Total crédit / Total actif.

Les variables qui ont été utilisées sont annuelles et extraites des états de synthèses des banques commerciales à travers l'utilisation des rapports annuels collectés auprès d'elles. L'analyse descriptive des données est reportée en annexe.

La fonction de revenu a été estimée est donc de la forme :

$$LR_{i,t} = a_0 + b LDI_{i,t} + c LDIM_{i,t} + d LDP_{i,t} + e LCA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1.11)$$

Le Tableau ci-dessous regroupe l'ensemble des résultats obtenus sur la base du modèle à effets fixes. Les estimations ont été effectuées à l'aide des données annuelles allant de 1993 à 2010 sur données de panel, en utilisant l'estimateur LSDV (Test de Fisher 54.6 (0.00)). Les résultats d'estimation font ressortir que toutes les variables que ça soit les inputs ou la variable de structure sont significatives et expliquent correctement le revenu d'intérêt des banques marocaines. Les résultats détaillés des estimations sont transcrits dans l'annexe.

Tableau 2 : Résultats d'estimation

Variables endogène : Le revenu d'intérêt

Variables exogènes	Coefficients	
Constante	1,777640	(0,0005)
Prix des inputs		
Dépenses d'intérêts	0,335578	(0,0730)
Dépenses d'immobilisations	0,455286	(0,0000)
Dépenses du personnel	-0,509128	(0,0000)
Variable de structure		
Risque de crédit	0,361867	(0,0489)
Statistique H	0,281736	
Test de Wald		
Concurrence, $H_0 : H=1$	-3,161455	(0,0023)
Monopole, $H_0 : H=0$	1,240069	(0,2188)
R ²	0,687434	
Test d'équilibre $H_0 : H^{ROA}=0$	-1,571906	(0,1202)

(variable endogène : ROA)

L'estimation de la fonction de revenu nous a permis d'obtenir le coefficient de Panzar et Rosse (1987), qui détermine le pouvoir des firmes bancaires sur le marché marocain. Ce paramètre d'intérêt est évalué à (0,28) une valeur significativement différente de 0 et strictement inférieure à 1 (voir Tableau 2)¹⁰⁰. Ce résultat signifie que pour l'industrie bancaire marocaine on peut rejeter l'hypothèse de l'existence d'une concurrence pure et parfaite et celle du pouvoir de monopole. L'estimation effectuée a fait ressortir que c'est la concurrence monopolistique qui caractérise le secteur bancaire marocain. Il ressort aussi de notre régression résumée dans le tableau ci-dessus que

¹⁰⁰ La signification de la statistique H a été vérifiée par le test de Wald.

l'hypothèse de nullité de la somme des coefficients constituant H statistique n'est pas rejetée. On en déduit alors que dans le système bancaire marocain on peut fortement rejeter l'hypothèse de concurrence parfaite et on ne peut ni rejeter ni accepter l'existence du monopole admettant ainsi que les banques marocaines règnent dans un équilibre de concurrence monopolistique.

S'ajoute qu'il est important de vérifier si le système bancaire marocain est un marché d'équilibre. Les études empiriques de P.R.¹⁰¹ ont appliqué un test pour vérifier l'équilibre du marché dans lequel le rendement de l'actif (ROA) remplace le revenu total comme variable dépendante dans une équation de régression de forme réduite avec l'utilisation des mêmes variables explicatives que l'équation standard de revenu de P.R. (c'est-à-dire, des prix de matières premières et d'autres variables de contrôle). L'argument est que, dans un équilibre les forces du marché devraient équilibrer ROA, de sorte que le niveau de ROA soit indépendant des prix de matières premières ((Shaffer, 1982a). C'est-à-dire, nous définissons un H^{ROA} de façon analogue à H et l'hypothèse d'équilibre du marché sera acceptée si $H^{ROA} = 0$ et elle sera rejetée si $H^{ROA} < 0$ ce qui indiquerait un déséquilibre. Le test d'équilibre considère que sur le marché bancaire les taux de rendement ne doivent pas être corrélés avec les prix des matières premières.

De l'application de ce test d'équilibre sur le modèle estimé (1.16), après remplacement de la variable dépendante par le taux de rendement de l'actif (ROA), on a constaté (voir Tableau 2) que l'hypothèse d'équilibre de marché ne peut pas être rejetée, la signification de ce coefficient a été vérifiée par le test de Wald. A la lumière de ces résultats, on en conclut que les banques marocaines respectent, dans l'ensemble, la condition d'équilibre du marché et donc la condition de l'existence d'une relation d'indépendance entre les prix des facteurs de production et le rendement de l'actif.

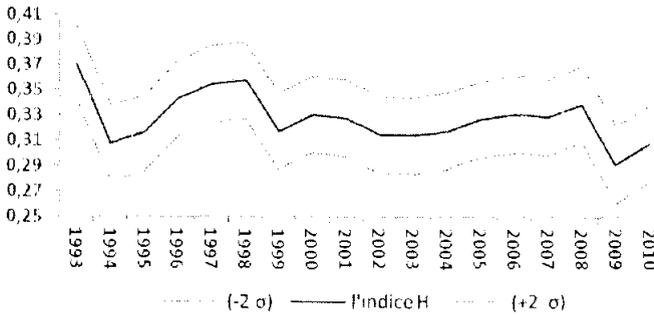
L'évaluation de l'indice H nous permet de conclure globalement que c'est la concurrence monopolistique qui caractérise le système bancaire marocain. Cette étude s'inscrit en phase avec les résultats que nous avons obtenus lors de l'évaluation du modèle de Bresnahan¹⁰² en se situant assez clairement du côté d'une situation non concurrentielle caractérisée par l'existence d'un pouvoir grandissant des firmes de la place.

Pour permettre une analyse dynamique de la concurrence du système bancaire marocain on ne s'est pas limité uniquement à l'estimation usuelle du modèle de P.R selon la méthodologie adoptée par l'ensemble des auteurs. Nous avons utilisé la modélisation multi-niveaux afin d'extraire la dynamique de P.R dans le temps. Les résultats obtenus confirment que le H statistique demeure supérieur à 0 durant la période de 1993 à 2010 (voir annexe pour les résultats des estimations). Le graphique ci-dessous retrace cette évolution.

¹⁰¹ Voir Bikker et Haaf. (2002).

¹⁰² Afifa H. et Filali A.F. (2012).

Figure 1 : Evolution dynamique de l'indice H de Panzar et Rosse



Les différentes réformes établies par l'Etat marocain depuis 1993, au niveau du système bancaire, qui avaient pour objectif, la mobilisation de l'épargne et son affectation optimale vers les investissements les plus productifs, afin de relancer le mouvement de croissance économique du pays. Tout bien considéré, les résultats montrent que les réformes ont contribué à l'amélioration et au dynamisme dans le développement de la concurrence dans l'industrie bancaire (1994-1998) cette amélioration du fonctionnement des mécanismes concurrentiels du système bancaire s'est accompagnée par une concentration qui n'est toutefois pas toujours le reflet d'un aiguisement de la concurrence (1999-2006). Par ailleurs, il est à noter que la réforme de 2006 n'a pas abouti à des résultats aussi satisfaisants que la réforme de 1993 et ceci ne peut être expliqué que par les répercussions de la crise économique internationale à partir de 2007-2008.

5. CONCLUSION

L'évaluation de la concurrence est d'une importance cruciale pour la conduite de la régulation financière au du Maroc. Le degré de concurrence est le facteur principal qui permet de décrire le processus de formation des prix sur les marchés des dépôts et des crédits. Ainsi, un niveau de concurrence élevé permet de favoriser le bien être du consommateur et préserve, dans la majorité des cas, le système financier contre une probabilité élevée d'avènement de crises financière et bancaire. Par ailleurs, un niveau de concurrence faible et modérée facilite la formation des bulles spéculatives, réduit le bien-être social et facilite la déformation informationnelle des courbe des taux. En effet, au-delà de leur production de crédit et d'épargne, les banques sont les premières productrices de taux et toute information erronée sur ces derniers peut conduire à une déformation des perspectives de croissance.

Dans le présent travail, nous avons démontré que le système bancaire marocain est caractérisé par une concurrence monopolistique à l'aide de l'approche de Panzar et Rosse (1983). La particularité de cette méthode est qu'elle se base sur une fonction de revenu-coût de forme réduite et elle permet de décrire le degré de concurrence sans faire prévaloir le niveau de concentration (nouvelle organisation industrielle). Avec un indice H aux alentours de 0.3, l'industrie bancaire est caractérisée par une concurrence basée essentiellement sur les facteurs de différenciation tels que les relations avec la clientèle, les économies de proximité et d'autres facteurs à caractère qualitatif. Les prix et les quantités de production sur les marchés des dépôts et des crédits ne font plus l'objet de concurrence au sein de l'industrie bancaire, plutôt, des stratégies d'ententes seront plus optimales.

L'analyse dynamique de l'indice H de Panzar et Rosse (1987) laisse présager que les différentes réformes juridiques et réglementaires (1993 et 2005-06) ont eu des impacts significatifs, en améliorant le degré de concurrence, par contre, leurs effets demeurent de court terme. Ceci peut s'expliquer en grande partie par la concentration élevée du système bancaire et l'existence de Mark-up assez important permettant aux banques de s'ajuster aux différents changements sur les marchés. En outre, les barrières à l'entrée de l'industrie bancaire peuvent aussi constituer un facteur principal dans la rigidité du degré de la concurrence durant la période d'étude. Ainsi, à l'issue de cette analyse empirique du degré de la concurrence, on estime qu'il est opportun pour plus d'efficacité bancaire de rendre de plus en plus l'industrie bancaire plus contestable en permettant à d'autres banques d'intégrer le système bancaire pour favoriser le surplus du consommateur et lutter contre les taux de profit substantiels, ce qui permettra de favoriser la croissance et de financer l'investissement.

Annexes

Statistiques descriptives des variables en logarithme

	LR	LDI	LDIM	LDP	LCA
Mean	-1.442384	-1.639462	-1.631270	3.578665	-0.281653
Median	-1.383739	-1.603847	-1.633939	3.453777	-0.266964
Maximum	-0.673136	-1.377852	-1.421955	5.419374	0.027049
Minimum	-2.603329	-2.783026	-1.885753	3.087781	-0.660166
Std. Dev.	0.324989	0.157165	0.113259	0.504816	0.119171
Skewness	-1.327258	-5.125343	-0.200802	1.882679	-0.909804
Kurtosis	6.970788	35.36265	2.347883	6.496759	4.311116
Observations	87	87	87	87	87

Tests de corrélation

	LR	LDI	LDIM	LDP	LCA
LR	1.000000	0.307109	0.005828	-0.352700	0.557350
LDI	0.307109	1.000000	-0.382245	-0.008164	0.591054
LDIM	0.005828	-0.382245	1.000000	0.118973	-0.329717
LDP	-0.352700	-0.008164	0.118973	1.000000	-0.227882
LCA	0.557350	0.591054	-0.329717	-0.227882	1.000000

Test d'Hausman

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	35.611484	4	0.0000

Modèle à effet fixe

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDI	0.335578	0.184558	1.818283	0.0730
LDIM	0.455286	0.062075	7.334491	0.0000
LDP	-0.509128	0.093874	-5.423518	0.0000
LCA(-1)	0.361867	0.180721	2.002347	0.0489
C	1.777640	0.486722	3.652270	0.0005
R-squared	0.687434			
Adjusted R-squared	0.654093			

Tests de Wald (Test de signification de la statistique H)

Wald Test: Monopole			
Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	1.240069	75	0.2188
F-statistic	1.537770	(1, 75)	0.2188
Chi-square	1.537770	1	0.2149
Null Hypothesis: C(1)+ C(2)+C(3)=0			
NullHypothesisSummary:			

Normalized Restriction (= 0) C(1) + C(2) + C(3)	Value 0.281736	Std. Err. 0.227194
--	-------------------	-----------------------

Test 2

Wald Test : CPP			
Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-3.161455	75	0.0023
F-statistic	9.994800	(1, 75)	0.0023
Chi-square	9.994800	1	0.0016
Null Hypothesis: C(1)+C(2)+C(3)=1			
NullHypothesisSummary:			
Normalized Restriction (= 0) -1 + C(1) + C(2) + C(3)	Value -0.718264	Std. Err. 0.227194	

Test d'équilibre

Wald Test			
Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-1.571906	74	0.1202
F-statistic	2.470889	(1, 74)	0.1202
Chi-square	2.470889	1	0.1160
Null Hypothesis: C(1)+C(2)+C(3)=0			
NullHypothesisSummary			
Normalized Restriction (= 0) C(1) + C(2) + C(3)	Value -0.379033	Std. Err. 0.241129	

H dynamique : estimation multi niveau

lr	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ldi	.3583808	.195937	1.83	0.067	-.0256488	.7424104
ldim	.3701446	.2697455	1.37	0.170	-.1585469	.8988361
ldp	-.4018505	.0897351	-4.48	0.000	-.577728	-.2259729
lca	.3168453	.3976293	0.80	0.426	-.4624938	1.096184
_cons	1.283597	.7347753	1.75	0.081	-.1565358	2.72373

Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
banque: Identity					
	sd(_cons)	.2226165	.089923	.1008616	.4913476
annes: Independent					
	sd(ldi)	1.51e-08	2.41e-08	6.56e-10	3.47e-07
	sd(ldim)	2.40e-09	5.27e-09	3.27e-11	1.76e-07
	sd(ldp)	.0575261	.0046133	.049159	.0673173
	sd(_cons)	3.00e-08	6.43e-08	4.50e-10	2.00e-06
	sd(Residual)	.0000214	.0196753	0	.

LR test vs. linear regression: $\chi^2(5) = 26.8'$ Prob > $\chi^2 = 0.0001$

Bibliographie

Afifa H. et Filali A. F. « Concurrence et pouvoir du marché : Application du modèle de Bresnahan A l'industrie bancaire marocaine », AMSE, 2012 (accepté).

Bain, J.S. (1951). Relation of Profit Rate to Industry Concentration, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.65, pp.293-324.

Baumol, W.J., J.C. Panzar. And Willing R.D., *Contestable Markets And The Theory Of Industry Structure*, San Diego: Harcourt Brace Jovanovich, 1982, 538 p.

Berger, A. «The Efficiency Cost Of market Power In The Banking Industry: A Test Of The Quiet», *Federal Reserve Bank*.1998.

Berger, A. «The Profit-Structure Relationship In Banking—Tests Of Market Power», *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, No. 2, May, 1995.

Bikker J, Spierdijk L and Finnie P « Misspecification Of The Panzar-Rosse Model: Assessing Competition In The Banking Industry » Working Paper, De Nederlandsche Bank. No. 114/September 2006.

Bikker J.A. ,Laura Spierdijk ,Paul Finnie «The Impact Of Market Structure, Contestability And Institutional Environment On Banking Competition», Tjalling C. Koopmans Research Institute, 2008.

Bikker J.A. And Jaap W. B. Bos, Trends In Competition And Profitability In The Banking Industry: A Basic Framework. Vienna: SUERF, 2005. p88.

Bikker J.A. And Jaap W.B. Bos, «A Theoretical and Empirical Framework For The Analysis Of Profitability, Competition And Efficiency», Edited By Barry A. Goss *Bank Performance*, Routledge, 2008.

Bikker J.A. And Laura Spierdijk, «How Banking Competition» DNB Working Paper, 2008.

Bikker J.A. And Groeneveld J.M, «Competition And Concentration In The EU Banking Industry», WP, De Nederlandsche Bank, 1998.

Bikker J.A. And Katharina Haaf, «Measures Of Competition And Concentration In The Banking Industry: A Review Of The Literature» Central Bank Of The Netherlands, 2002.

Bikker, J. And K. Haaf. «Competition, Concentration And Their Relationship: An Empirical Analysis Of The Banking Industry» *Journal of Banking & Finance*, Elsevier, vol. 26(11), pages 2191-2214, November 2002.

Demsetz, H. (1973). Industry Structure, Market Rivalry and Public Policy, *Journal of Law and Economics*, Vol.16, N° 1, pp 1-9.

Franz R. Hahn «Testing For Profitability And Contestability In Banking», WIFO Working Papers, N. 261, 2005.

Grimaud, A. Rochet J.C « L'apport Du Modèle De Concurrence Monopolistique À L'économie Bancaire », *Revue Économique*, Volume 45, Numéro 3 P. 715– 726, 1994.

Gutiérrez L. «Testing For Competition In The Spanish Banking Industry: The Panzar Rosse Approach Revisited », N° 0726, Banco De España, 2007 .

Mason, E.S. «Price and Production Policies of Large-Scale Enterprise», *American Economic Review*, 29, Vol. 29, No. 1. Mar.. 1939.

Mkrtchyan A «The Evolution Of Competition In Banking In A Transition Economy: An Application Of The Panzar-Rosse Model To Armenia », *The European Journal Of Comparative Economics* Vol. 2. N. 1, Pp. 67-82 ISSN 1824-2979, 2005.

Panzar, J.C. And J.N. Rosse. «Testing For «Monopoly' Equilibrium.» *The Journal Of Industrial Economics* 35(4): 443–56, 1987.

Shaffer, S. «A Test Of Competition In Canadian Banking» *Journal Of Money, Credit And Banking* 25(1), 1993, 49-61.

Smirlock, M. Evidence on the (Non) Relationship Between Concentration and Profitability in Banking, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 17, N°1, 1985. pp.69-83.

Stigler, A., *A Theory of Oligopoly*, *Journal of Political Economy*, Vol.72, 964, pp. 44-61.

Vesala, J. «Testing For Competition In Banking: Behavioral Evidence From Finland.» *Bank Of Finland Studies*, Working Paper No, 1995.

La contrainte des règles d'origine dans le cas de l'accord préférentiel avec l'UE

HASNAOUI RACHID

RESUME ANALYTIQUE

La présence des règles d'origine (RDO) se justifie par le besoin de réguler les échanges commerciaux entre deux ou un groupe de pays (mécanisme de politique commerciale). Ce papier se propose d'étudier l'impact des règles d'origine sur la mise en œuvre de l'accord commercial préférentiel conclu entre le Maroc et l'UE. Suite à cette étude, les résultats ont montré que les règles d'origine diminuent substantiellement l'efficacité de cet accord et privent les entreprises marocaines des avantages fiscaux en terme d'accès au marché des pays membres de l'UE. Elles reflètent en ce sens des pratiques protectionnistes sous la forme de barrières non tarifaires au commerce. Elles prennent la forme de conditions de fabrication difficiles à être satisfaites par les opérateurs. Elles servent à protéger les producteurs européens des biens intermédiaires au détriment des sources d'approvisionnement plus compétitives notamment de l'Asie. L'analyse de la relation entre les exportations préférentielles marocaines vers l'UE d'une part, et la présence de préférences tarifaires et de RDO d'autre part, suggère que si les préférences tarifaires ont bien l'effet d'encourager les exportations, les RDO ont tendance à jouer un effet inverse de manière significative.

Mots clés : Règles d'origine ; préférences tarifaires ; accord préférentiel avec l'UE, politique commerciale.

ABSTRACT:

The rules of origin are justified by the need to regulate trade between two or a group of countries (trade policy mechanism). This paper proposes to study the impact of rules of origin on the implementation of the preferential trade agreement between Morocco and the EU. Following this study, the results showed that the rules of origin diminish substantially their efficiency and deprive moroccan companies of the tax benefits provided by these agreements.

On this way, they reflect protectionist practices in term of non tariff barriers. They take the form of manufacturing conditions hard to be met by the operators. They are used to protect producers of intermediate goods located in Europe and in United States. The analysis of the relationship between preferential moroccan exports to the EU, on one hand, and the presence of tariff preferences and the Rules of Origin, on the other hand, suggests that if the tariff preferences have as effect encouraging exports, the Rules of Origin have a contrary effect, and this effect is substantial. The softening of rules of origin allows reduction of the negative effects on the business.

Keywords: rules of origin, tariff preferences, preferential agreement with the EU, trade policy.

1. INTRODUCTION : PRESENTATION DES REGLES D'ORIGINE DE L'UE

Ces dernières années la plupart des pays ont manifesté un intérêt croissant aux règles d'origine. Cela est dû à l'évolution dans trois domaines importants: tout d'abord une multiplication des accords commerciaux régionaux, deuxièmement un recours accru aux obstacles non tarifaires en tant qu'instrument de politiques protectionnistes et enfin un progrès technique sans précédent induisant une fragmentation du processus de production et rendant la détermination de l'origine des marchandises de plus en plus difficile.

Les règles d'origine sont considérées comme un instrument de politique commerciale et industrielle par excellence dans la mesure où elles permettent à un Etat de protéger sa production nationale contre le commerce déloyal et de promouvoir l'intégration de son tissu industriel. Elles constituent également un dispositif indissociable de tout accord commercial dans la mesure où elles permettent soit de restreindre son champ d'application soit de développer les échanges entre les pays partenaires. En définitive, il convient de souligner que c'est autour des règles d'origine que s'articulent tous les accords commerciaux, étant donné que ces règles qui déterminent l'éligibilité des marchandises échangées aux avantages préférentiels octroyés.

Le Maroc applique plusieurs types de règles d'origine préférentielles qui sont définies par des accords ou arrangements bilatéraux et régionaux notamment les règles du protocole pan-euro-méditerranéen découlant de l'accord de libre échange avec l'UE. Ces règles sont généralement classées en deux catégories : les règles générales dont la plus importante est le cumul diagonal et les règles spécifiques.

Le cumul diagonal paneuromed s'applique dans les relations commerciales marocaines avec les pays de l'UE, la Turquie, les pays membres de l'AELE, et ceux de l'accord d'Agadir à savoir l'Égypte, la Jordanie et la Tunisie. Il repose sur l'existence d'un réseau d'accords préférentiels qui prévoient des règles d'origine identiques.

Le cumul diagonal permet au Maroc de compter comme « originaires » des intrants importés de la Turquie, ou de l'un des pays de l'accord d'Agadir, de les transformer au Maroc et les exporter en Europe en franchise de droits d'importation¹⁰³. Mais seulement si ces intrants satisfaisaient eux-mêmes les RDO du bloc.

En ce qui concerne les règles spécifiques, celles-ci peuvent être de deux grands types : soit le bien exporté à l'intérieur du bloc doit être « entièrement obtenu » (c'est le cas pour la plupart des produits agricoles, par exemple), soit, dans le cas des produits industriels, il doit être suffisamment transformé par rapport aux intrants d'origine tierce (i.e. importés du reste du monde).

La « transformation suffisante » peut, à son tour, être vérifiée de trois façons :

1) Soit par un changement de position tarifaire du bien final exporté à l'intérieur du bloc par rapport à ses inputs importés du reste du monde. Le changement de la classification douanière signifie que la transformation doit entraîner un changement de position (on dit aussi paragraphe) dans la

¹⁰³ A ce titre, comme l'accord de libre-échange entre la Jordanie et la Turquie n'est pas encore entré en vigueur, le cumul n'est pas encore appliqué pour les échanges réalisés entre les trois pays (i.e. Maroc, Turquie et Jordanie).

classification douanière par rapport à la classification des matières qui ont entré dans sa fabrication¹⁰⁴.

2) Soit par une valeur ajoutée locale suffisante, en pourcentage du prix départ usine (ou bien, de manière équivalente, par un maximum de contenu étranger). Par valeur ajoutée, il faut entendre « la mesure de transformation nécessaire permettant de conférer une origine en terme de pourcentage de valeur provenant du pays d'origine ou de la valeur maximum liée à l'utilisation de pièces et matériels importés » (CNUCED 1998).

3) Soit par un critère technique appelé également procédé spécifique. Les tests techniques ou procédés spécifiques prescrivent certains processus de production ou d'approvisionnement qui confèrent ou non l'origine à un produit¹⁰⁵.

Chacun de ces critères alternatifs peut à son tour être altéré par des exceptions le rendant plus strict ou des allocations le rendant moins strict.

L'objectif du présent papier est d'étudier les effets des règles d'origine sur l'utilisation des préférences tarifaires par les opérateurs économiques marocains.

La problématique qui sera développée dans ce travail de recherche est la suivante : **quelles sont les contraintes qu'engendrent les règles d'origine prévues par l'accord préférentiel conclu par le Maroc sur l'économie de ce dernier.**

De cette question centrale surgissent les questions intermédiaires suivantes :

- Quels sont les effets sur les secteurs exportateurs ;
- Quels sont les effets sur la gestion des règles d'origine par les opérateurs économiques et la douane.

Afin d'aborder cette question centrale, notre papier sera structurée en deux parties essentielles. La première sera consacrée à l'étude des spécialisations en termes d'avantages et désavantages comparatifs et des données de la protection en Europe et au Maroc. L'instrument utilisé pour l'examen des données de la protection est le tarif des droits de douane. La deuxième partie, quant à elle, sera réservée à l'évaluation des effets des règles d'origine sur les préférences tarifaires et aux contraintes que cela entraîne sur les opérateurs et la douane.

2. SPECIALISATIONS ET DONNEES DE LA PROTECTION

En matière de libre échange, La question qui se pose naturellement est de savoir est ce que les opportunités offertes par les Accords de libre- échange (ALE) sont-elles parfaitement saisies par les entreprises ?

Pour le cas de l'accord de libre échange entre le Maroc et l'UE, les données récentes de la balance commerciale, notamment vis-à-vis de ce partenaire (d'ailleurs c'est aussi le cas avec d'autres

¹⁰⁴ Il s'agit par exemple de l'importation du coton en masse (position 5001) destiné à être filé (position 5004), tissé (position 5007) et confectionné en « costumes ou complets » (position 6103) exportés.

¹⁰⁵ Concernant les produits textiles et articles d'habillement par exemple, les opérations de tissage, teinture, impression et confection, sont les ouvraisons suffisantes qui donnent l'origine au produit fini exporté, et ce indépendamment du taux de valorisation locale qu'elles entraînent.

partenaires), prouvent le contraire. L'examen des règles d'origine spécifiques de l'accord préférentiel signé avec l'UE et ses préférences tarifaires ainsi que des spécificités des économies européennes (spécialisations et données de protection tarifaires et non tarifaires), nous pousse à conclure que les règles d'origine de cet accord découragent les exportateurs marocains à envahir le marché européen.

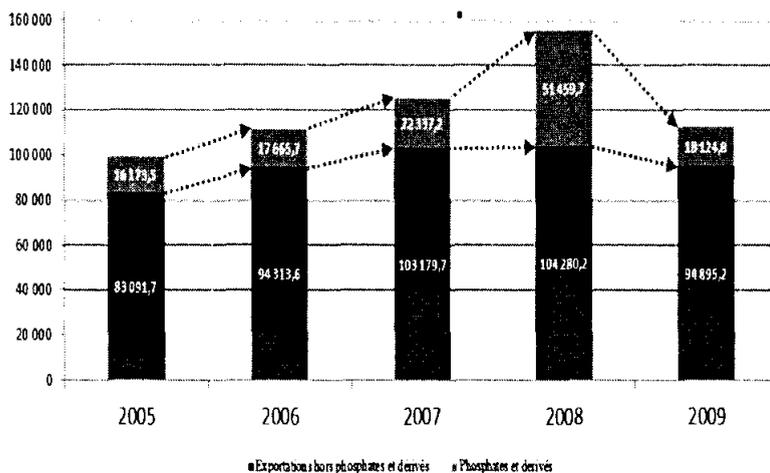
2.1. Le cas du Maroc

2.1.1. Les spécialisations

Les tendances à long terme du commerce marocain montrent une augmentation soutenue des exportations et des importations. Sur le court terme cependant, le comportement est plus volatile, très dépendant des aléas climatiques et des chocs exogènes, telles que l'évolution des prix de pétrole et des phosphates ou la conjoncture économique de ses principaux partenaires économiques.

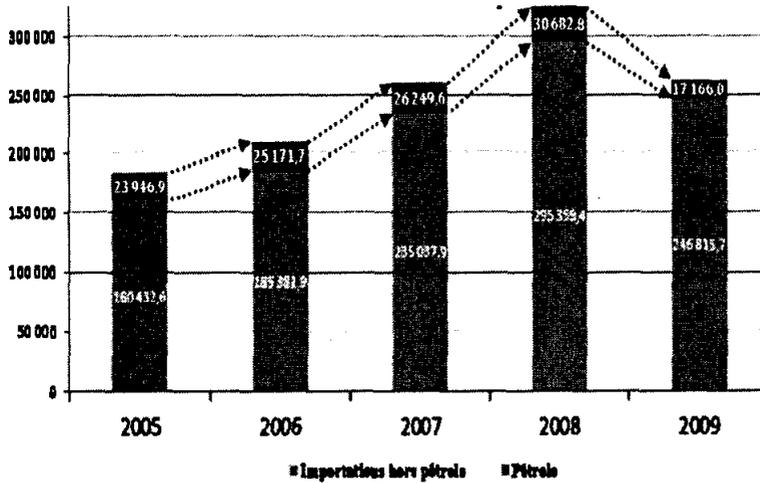
Dans ce paragraphe nous allons étudier les spécialisations à l'aide de l'indicateur d'avantages comparatifs et désavantages comparatifs. Avançons d'abord quelques données récentes sur le commerce extérieur marocain:

Graphique 1 : Evolution des exportations du Maroc entre 2005 et 2009 (en millions de DH)



Source : Office des changes, Commerce extérieur du Maroc 2009

Graphique 2 : Evolution des importations du Maroc entre 2005 et 2009 (en millions de DH)



Source : Office des changes, Commerce extérieur du Maroc 2009

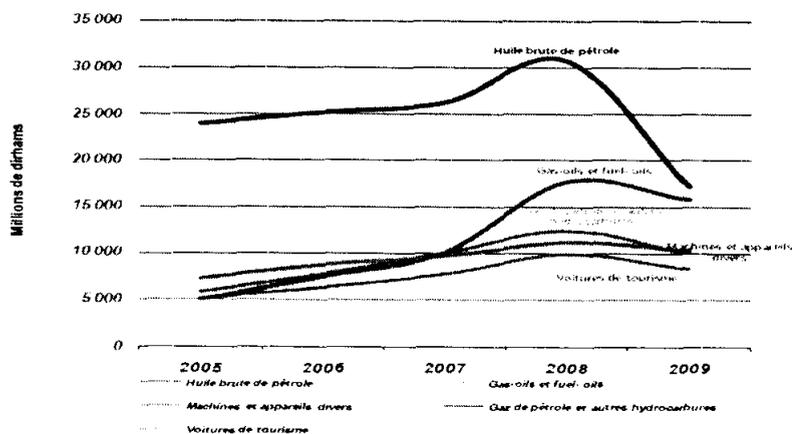
En 2009 par exemple, les transactions sur marchandises réalisées avec l'extérieur se sont établies à 377.001,7MDH. Le taux d'ouverture, exprimé par le rapport entre la valeur de ces transactions et le Produit Intérieur Brut (PIB) s'est situé à 51,2%¹⁰⁶.

Les exportations ont porté sur 113.020MDH. De leur côté les **importations** évaluées CAF se sont chiffrées à 263.981,7 MDH. Durant l'année 2009 également, l'effort d'exportation, mesuré par le rapport entre les exportations et le PIB, s'est établi à 15,4% en 2009. Compte tenu de ces évolutions, le **déficit commercial** a représenté ainsi l'équivalent de 20,5% du PIB. Enfin, le **taux de couverture des importations par les exportations** a baissé à 42,8% contre 53,8% en 2005¹⁰⁷.

Graphique 3 : Evolution des principaux produits à l'importation 2005-2009 (en millions de DH)

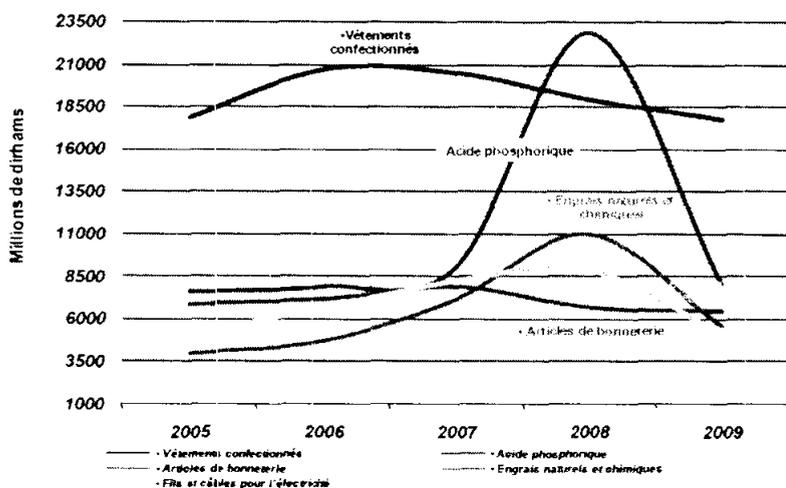
¹⁰⁶ Office de change. statistiques du commerce extérieur 2009.

¹⁰⁷ Idem.



Source : Office des changes, Commerce extérieur du Maroc 2009

Graphique 4 : Evolution des principaux produits à l'exportation 2005-2009 (en millions de DH)



Source : Office des

changes, Commerce extérieur du Maroc 2009

Il en ressort que la structure commerciale marocaine est bien celle d'un pays en développement.

Du côté des importations, le Maroc importe des biens de capital, des biens de consommation de grande et moyenne valeur ajoutée, des aliments et des produits énergétiques. Parmi les principales importations du pays aussi, nous trouvons des biens intermédiaires employés dans la production manufacturière, beaucoup d'entre eux importés en régime d'importation temporaire et après réexportés, tels que les fils et tissus, les composants électroniques, les produits agricoles non comestibles et le cuir, biens qu'ils sont destinés en grande partie aux industries légères intensives en main d'œuvre à faible valeur ajoutée orientées vers l'exportation. D'autres biens intermédiaires, par contre, sont plutôt destinés aux industries produisant pour substituer les importations, comme l'agroalimentaire, et aux secteurs produisant des biens non commercialisables, comme la construction. Les importations de céréales, corps gras, viandes, aliments pour les animaux et

d'autres produits reflètent la situation d'insuffisance alimentaire du pays, et sont fortement dépendants des aléas climatiques. Le pétrole, le gaz naturel, le charbon et l'électricité sont les importations qui permettent au Maroc de satisfaire ses besoins énergétiques. Les importations de produits à grande valeur ajoutée, comme le matériel de télécommunications et informatique, les machines spécialisées, les moteurs, l'aéronautique, le matériel de transport ou l'électronique pour la consommation montrent le retard technologique du pays.

Du côté des exportations, les principales rubriques sont les industries légères orientées vers l'exportation, comme les vêtements, la bonneterie, le cuir et l'électronique, qui bénéficient des schémas d'importation temporaire. Les exportations de manufactures signifient plus de la moitié des exportations marocaines, mais la structure des exportations continue de reproduire l'orientation vers les exportations primaires développées par l'ancienne métropole française. Les exportations de phosphates et de ses dérivés, ainsi que d'autres produits miniers, continuent d'être très importantes. Finalement, il faut souligner l'importance des produits agricoles, notamment des fruits et des légumes, ainsi que des produits de la mer, frais ou en conserve, dont l'ensemble représente plus de 20% des exportations selon les données de l'Office des changes.

Le Maroc possède donc des avantages comparatifs importants dans les produits textiles (vêtements de confection et bonneterie), les cuirs, les phosphates et ses dérivés (chimie minérale de base, engrais), les minerais, les produits agricoles méditerranéens, frais ou en conserves, les poissons et ses préparés et les produits céréaliers.

2.1.2. Les données de protection

L'impact d'un accord de commerce préférentiel dépend fortement de la structure tarifaire existante et du réseau des préférences tarifaires. Par exemple, créer une zone de libre échange entre le Maroc et l'UE peut être très important pour les entreprises marocaines qui souhaitent bénéficier des avantages tarifaires de l'accord. Or, c'est à travers l'étude du degré d'ouverture ou plutôt de « protection sectorielle » de chacun des partenaires via l'instrument du tarif douanier qu'on peut dégager quels sont les secteurs qui présentent des tarifs MFN plus élevés pour ainsi affirmer que la préférence commerciale de l'accord compte pour les opérateurs ou non.

L'analyse des données de la protection tarifaire et non tarifaire par secteur au Maroc (tableau de l'annexe 1) permet d'observer l'existence d'une plus grande protection pour certains produits agricoles et leurs dérivés (chapitres 1-20). Une protection faible est appliquée aux produits chimiques et minéraux (chapitres 25-38) et à certains produits intermédiaires tel que les peaux bruts du chapitre 41, tandis que les produits intermédiaires des chapitres 42 à 59 sont moyennement protégés, avec des tarifs qui atteignent 30 %. Les produits textiles finis (chapitres 60-67) enregistrent des tarifs encore plus élevés afin de protéger la production nationale¹⁰⁸, tandis que les produits métalliques, l'outillage, les biens de capital et les biens de consommation ayant une grande valeur ajoutée et qui ne sont pas produits au Maroc (chapitre 82 et suivants) sont parmi les moins protégés, avec l'exception des produits de consommation fabriqués au Maroc, qui enregistrent des tarifs très élevés.

¹⁰⁸ Il est à remarquer que le Maroc enregistre un fort avantage comparatif dans la branche habillement qui regroupe la confection et la bonneterie (avec des tarifs encore élevés), alors qu'il subit un moindre avantage comparatif dans le textile (avec des tarifs très faibles), du fait du manque de matières premières, de main-d'œuvre qualifiée et de technicité de la branche et de la nécessité d'investissements lourds pour rester compétitifs.

2.2. Le cas des pays membres de l'UE

2.2.1. Étude des spécialisations de l'UE

Les points forts du Maroc se situent, comme on a vu précédemment, dans les produits agricoles, certains produits agroalimentaires et dans la branche habillement qui regroupe la confection et la bonneterie. En revanche, l'UE présente des avantages importants dans les produits agricoles tels que les céréales, dans certains produits agroindustriels tels que l'industrie de la viande rouge et dans l'automobile. Ainsi, Citons à titre indicatif que L'Union Européenne est le premier importateur et premier exportateur de produits agricoles avec 138 Mds € d'échanges en 2008¹⁰⁹. Fortement protégé, le secteur agricole est soutenu ainsi par les subventions accordées par l'Union européenne au travers de la politique agricole commune (PAC)¹¹⁰. En 2009, le soutien total au secteur agricole a été estimé par l'OCDE à juste un peu plus de 100 milliards d'euros, ce qui équivalait à peu près au tiers de la valeur totale de la production¹¹¹. L'agriculture utilise en général des méthodes intensives de production, excédentaire dans certains domaines, et l'Europe est largement autosuffisante pour l'agriculture vivrière ; toutefois, l'Union importe de nombreux produits exotiques.

L'UE produit une gamme très variée de produits agricoles et est le plus gros producteur mondial de plusieurs produits agricoles, dont le lait industriel, le blé, le raisin, les olives, le colza et les graines de tournesol ; il est le deuxième ou troisième producteur d'un certain nombre d'autres produits tels que les viandes bovine et porcine, les œufs et les pommes de terre (tableau 2)¹¹².

	2006	2007	2008	2009	Pourcentage de la production mondiale en 2009
Viande porcine	21 804,9	22 697,0	22 387,7	21 888,1	20,6
Blé	126 735,0	120 263,6	150 296,7	138 725,1	20,3
Beurre et huile de beurre	2 022,6	2 022,4	2 011,1	1 953,1	20,3
Fromages	8 669,0	8 770,5	8 762,1	8 692,0	44,9
Bière d'orge	39 928,1	40 004,2	39 470,7	38 404,7	22,8
Vins	17 672,8	15 796,6	15 931,0	16 336,2	60,3

Tableau 1: Production de certains produits agricoles dans l'UE, 2006-2009 (en milliers de tonnes)

¹⁰⁹ Eurostat 2008.

¹¹⁰ Ces aides représentent 40 % du budget de l'UE.

¹¹¹ OMC (2011). Examen des politiques commerciales. WT/TPR/S/248. rapport du secrétariat.

¹¹² Base de données FACStat. Adresse consultée: <http://faostat.fao.org/site/339/default.aspx>.

Source: Base de données FAOStat. Adresse consultée: <http://faostat.fao.org/default.aspx>; et Commission européenne.

Concernant les secteurs industriels, les points forts de l'Europe se situent dans la chimie, la mécanique et les véhicules à moteur.

Concernant le secteur automobile par exemple, L'UE est le deuxième producteur mondial d'automobiles avec 16,9 millions de véhicules soit 22 % de la production mondiale¹¹³. L'Allemagne produit 5,9 millions de véhicules, la France 2,2, l'Espagne 2,4. Le premier producteur européen est Volkswagen avec 6,4 millions de véhicules¹¹⁴.

Le secteur du machinisme et du Matériel de transport en général constitue aussi le premier secteur exportateur et importateur de l'Europe à 27 avec 44,6 % des exportations et 35,9 % des importations en 2000, 44,1 % des exportations et 32 % des importations en 2005, et presque 40% des exportations et 27,9 % des importations en 2009¹¹⁵.

2.2.2. Données de la protection de l'UE

L'analyse ci-après est basée sur le tarif douanier de 2011 composé de 9 294 lignes tarifaires au niveau de la position à huit chiffres de la nomenclature douanière. Selon les estimations de l'OMC, il apparaît que près de 9% de l'ensemble des lignes tarifaires sont assujetties à des droits NPF de plus de 15%. Aussi, aux termes de la définition de l'OMC, ce sont les produits laitiers qui sont assujettis au taux de droit de douane moyen le plus élevé, suivis du tabac, des animaux vivants et des produits du règne animal, et des céréales. Tous les taux excédant 100% sont des EAV (*équivalents ad valorem*) concernant des produits agricoles; ils sont applicables aux champignons préparés ou conservés (200,6% et 153,7%), au lait et à la crème concentrés ou sucrés (164,8%), au lactosérum (139%), à l'huile d'olive (159,3%), à certaines viandes et certains abats comestibles (157,8% et 122,9%) et à l'isoglucose (120,6%). S'agissant des produits non agricoles, les taux les plus élevés sont ceux qui frappent les véhicules à moteur (22%) et les poissons (22 à 26%).

Le tarif douanier laisse apparaître une progressivité des droits entre les produits semi-finis et les produits finis, et une dégressivité des droits entre les matières premières et les produits semi-finis.

A l'approche par produit, la protection tarifaire est mitigée. Les produits agricoles sont fortement protégés tandis que les produits non agricoles le sont moins.

S'agissant des produits agricoles, en 2011 l'UE avait 1 998 lignes tarifaires pour ces produits (définition de l'OMC), le taux moyen étant de 15,2%, ce qui est très supérieur aux droits de douane appliqués aux produits non agricoles dont le taux moyen est de 4,1%. Non seulement le tarif moyen est plus élevé pour les produits agricoles que pour les produits non agricoles, mais les taux varient beaucoup d'un produit à l'autre, l'écart type étant de 18,9 pour les produits agricoles alors qu'il est de 4,1 pour les lignes tarifaire non agricoles.

L'UE applique aussi un grand nombre de tarifs non *ad valorem* aux produits agricoles; il s'agit pour la plupart de tarifs composites (un tarif *ad valorem* auquel s'ajoute un tarif spécifique), de tarifs mixtes (le choix entre un tarif *ad valorem* et un tarif spécifique) ou de formules plus compliquées

¹¹³ OICA 2010.

¹¹⁴ *Idem*.

¹¹⁵ OMC (2011).

(telles que celles qui figurent dans la table de Meursing et sont appliquées à certains produits transformés). De plus, elle applique des tarifs saisonniers qui varient selon la date, en particulier pour les fruits et légumes. Le grand nombre de tarifs non *ad valorem* appliqués aux produits agricoles explique pourquoi les tarifs moyens appliqués à ces produits changent d'une année à l'autre.

De même, pour les animaux vivants et produits du règne animal¹¹⁶, la colonne 3 du tarif des droits de douane de l'UE prévoit une exemption pour certains produits comme les animaux vivants de l'espèce porcine reproducteurs de race pure et en même temps une forte taxation touche aux viandes des animaux vivants de l'espèce bovine qui doivent payer 12,8 % + 176,8 €/ 100 kg/net¹¹⁷. C'est-à-dire des produits dans lesquels l'UE dispose d'avantages comparatifs.

En outre, Pour les dindes et dindons pour lesquelles le Maroc a un avantage comparatif à l'export en Europe, elles sont aussi fortement taxées dans le TARIC. Le taux ainsi exigé est de 152 € /1000 p/st¹¹⁸.

S'agissant des poissons vivants, frais ou réfrigérés, tels que les anchois, les merlans et les mollusques, même séparés de leur coquille par exemple, elles sont moyennement taxées dans le TARIC car l'UE manifeste un certain besoin pour ces produits. Les taux conventionnels fixés dans le tarif des communautés européennes sont ainsi de 15 % pour les Anchois, 7,5% pour les merlans et variant de 8 à 10% pour les mollusques¹¹⁹. Pour les préparations de sardines, un contingent tarifaire à droit de douane nul a été fixé.

Les aliments préparés du chapitre 16 de la nomenclature douanière et les préparations de légumes et de fruits du chapitre 20 du TARIC présentent des données de protection relativement élevées par rapport à d'autres chapitres de la nomenclature douanière. Ainsi, concernant le chapitre 16 de la nomenclature douanière, il faut distinguer entre les préparations de viande et celles de poissons. Les droits de douane appliqués aux préparations de viande (SH 1601 Saucisses et produits similaires) sont *non ad valorem* et très élevés allant généralement de 100 à plus de 300 € les 100Kg net. Par contre pour les préparations et conserves de poissons, les tarifs sont de l'ordre de 12,5 % pour les sardines (SH 160413), 24% pour les thons (SH 160414) et 25% pour les anchois (SH 160416). De même, certains produits du chapitre 20 tels que les tomates préparées ou conservées (SH 2002) payent 14,4% du droit de douane¹²⁰ à l'entrée sur le territoire européen. Aussi, pour ce qui est des « confitures, gelées, marmelades, purées et pâtes de fruits, obtenues par cuisson, avec ou sans addition de sucre ou d'autres édulcorants » de la position tarifaire SH 2007, le taux de droit de douane applicable varie entre 20 et 24 % en plus des droits additionnels forfaitaires calculés en € pour 100kg net¹²¹.

Pour les articles de bonneterie du chapitre 60 et les vêtements confectionnés des chapitres 61 et 62, le TARIC prévoit une protection moyenne concernant ces produits. Les articles du Chapitre 60

¹¹⁶ Cf. les chapitres 01 et 02 de la nomenclature douanière. TARIC. JOUE 284 du 29/10/2010.

¹¹⁷ Kilogramme poids net.

¹¹⁸ Mille pièces.

¹¹⁹ Cf. le chapitre 3 du TARIC. JOUE 284 du 29/10/2010.

¹²⁰ Cf. Chapitre 20 du TARIC. JOUE 284 du 29/10/2010.

¹²¹ Idem.

payent généralement 8% de tarif MFN tandis que les vêtements confectionnés des chapitre 61¹²² et 62¹²³ payent 12% de droits d'importation.

Pour les voitures de tourisme appartenant à la position tarifaire 8703, elles payent 10% du droit d'importation¹²⁴ à l'entrée sur le Marché européen. Toutefois, les véhicules automobiles conçues pour le transport de marchandises (SH 8704) qu'ils soient neufs ou usagés demeurent fortement taxés dans le TARIC. Ainsi ces produits sont tenus de payer 22% de droit d'importation¹²⁵ pour rentrer sur le marché européen.

3. EFFETS DES REGLES D'ORIGINE EUROPEENNES SUR LES PREFERENCES TARIFAIRES

Cette partie a un double objectif : d'une part, évaluer les effets des règles d'origine sur le bénéfice des préférences tarifaires et d'autre part, démontrer que les règles d'origine constituent une contrainte de gestion supplémentaire aussi bien pour la douane que pour les opérateurs économiques.

Concernant le premier volet, le but consiste à évaluer, pour le cas de l'accord Maroc-UE, le lien existant entre l'utilisation des préférences tarifaires de l'accord et les RDO dans les secteurs exportateurs qui présentent une différence importante entre le tarif préférentiel et non préférentiel. En effet, l'analyse des données de la protection tarifaire pour le Maroc selon les données en vogue en 2011 et celles disponibles en 2010 pour le cas de l'Union Européenne nous a permis d'identifier les secteurs des Textiles-Habillement (CH 61 et 62), des aliments préparés (CH 20), des conserves de poisson (CH 16) et l'automobile (CH 87) comme les secteurs ayant des tarifs non préférentiels élevés dans le TARIC¹²⁶. Ces secteurs sont en même temps les secteurs exportateurs pour le Maroc.

Pour aborder ces effets, notre méthodologie consiste, d'une part, à analyser les données de la protection par le tarif, d'autre part, calculer les taux d'utilisation des préférences commerciales de l'accord Maroc-UE dans les secteurs concernés en se basant sur l'examen des données de l'office de change pour les années 2007, 2008 et 2009¹²⁷, troisièmement recenser les RDO européennes contenues dans le protocole pan-euromed. Enfin, calculer un indice ordinal pour mesurer l'effet restrictif des règles spécifiques pour les trois secteurs concernés par l'étude¹²⁸.

Néanmoins, pour ce qui est du second volet, nous voulons plus particulièrement poser un regard analytique sur la façon dont les RDO de l'accord de libre échange Maroc-UE imposent des coûts économiques importants sur les exportations marocaines vers l'UE, restreignent l'utilisation de

¹²² Ce taux de 12% est valable pour toutes les positions sauf pour les gants à base de coton, de laine, et de fibres synthétiques qui payent seulement 8.9 %. Cf. Chapitre 61 du TARIC, JOUE 284 du 29/10/2010

¹²³ A l'exception des positions 6212 (soutiens gorges, ...) qui paient 6.5%, 6213 (mouchoirs et pochettes) qui payent 10 % et la position 6214 (châles, foulards, cache-nez, cache-col, voiles et voilettes...) qui paye seulement 8 % du droit MFN. Cf. Chapitre 62 du TARIC, JOUE 284 du 29/10/2010

¹²⁴ Cf. Chapitre 87 du TARIC, JOUE 284 du 29/10/2010.

¹²⁵ *Idem*.

¹²⁶ Tarif intégré des communautés européennes.

¹²⁷ A ce titre faut-il regretter l'absence de données officielles sur l'utilisation des préférences tarifaires et commerciales de l'accord Maroc -UE durant la période 2000-2006 et ce pour pouvoir monter le modèle économétrique dit de gravité augmenté largement utilisés dans le traitement des problématiques se rapportant au commerce international.

¹²⁸ Nous nous basons ainsi sur l'indice de Estevadeordal (2000) réalisé dans le contexte de l'ALENA et ses actualisations (2003).

l'accord de libre échange, réduisent les avantages que l'Accord peut offrir aux opérateurs économiques, et augmente la charge du travail parmi les douaniers¹²⁹.

3.1. Effets des règles d'origine sur les secteurs exportateurs

Dans le tableau 4 qui présente la fréquence des règles spécifiques en fonction de leur critère principal (en lignes) et des critères additionnels (en colonnes), on constate facilement que le protocole pan-euromed se base beaucoup moins sur le changement de position tarifaire utilisé seul, 17.2%. Par contre, on trouve plus de critères techniques, la plupart du temps en combinaison avec un changement de position voir dans certains cas un changement de chapitre avec 17.7% des cas. Aussi des critères de contenu étranger d'intrants à ne pas dépasser sont utilisés tantôt seules tantôt en combinaison avec un changement de position tarifaire.

Tableau 2 : Fréquences des règles spécifiques sous le protocole Pan euro-méditerranéen, approche agrégée

% des lignes	Exception ou pas d'autres Critères	TECH Ou TECH + Exc	CEM ou CEM + Exc	TECH + CEM ou TECH + CEM + Exc	Entière obtention	Autres critères additionnels	Sous-total
Pas de CPT	0,6	2,6	13,0	0,2	8,1	7,0	31,5
CL	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
CSP	0,1	0,0	0,4	0,0	0,1	0,4	1,0
CP	16,5	7,8	12,8	0,1	0,3	13,9	51,3
CC	0,0	7,3	0,0	0,1	0,0	0,2	7,7
Alternative	-	-	-	-	-	8,7	8,7
Total	17,2	17,7	26,1	0,4	8,5	30,1	100,0

Source: traitement de l'auteur

Précisions :

Tous les chiffres sont en pourcentage des lignes au niveau SH6. CPT : Changement de position tarifaire (terme générique pour désigner tous les instruments au-dessous) ; CL : Changement de ligne (SH8) ; CSP : Changement de sous-position (SH6) ; CP : changement de position (SH4) ; CC : changement de chapitre (SH2) ; Alternative. : Ligne ou l'exportateur peut choisir entre plusieurs critères.

A l'approche globale, il semble donc que le système des règles d'origine du protocole pan- euromed est compliqué par le fait que plusieurs critères sont imposés simultanément. De plus, comme le montre le tableau 5, la restrictivité moyenne des règles d'origine spécifiques de l'UE semble plus élevée dans les lignes caractérisées par des tarifs élevés (en termes de tarifs NPF) suggérant que l'UE a imposé des règles d'origine spécifiques très strictes mais aussi des tarifs NPF élevés pour

¹²⁹ Nous nous basons sur l'expérience des entreprises marocaines et des données des institutions officielles des deux parties (office des changes et administration des douanes pour la partie marocaine et la commission européenne pour la partie européenne).

protéger ses secteurs sensibles, secteurs qui constituent en même temps les secteurs exportateurs au Maroc¹³⁰.

Tableau 3 : Restrictivité des règles d'origine spécifiques et niveau de tarifs NPF- protocole paneuromed

	Indice de Restrictivité	Nbre de lignes
Tarifs élevés	5,2	780
tarifs faibles	3,9	3241

Source : traitements de l'auteur.

A l'approche par produit, l'examen sectoriel des règles d'origine du système pan-euromed¹³¹ démontre que les secteurs de l'agriculture, des textiles et vêtements, des véhicules automobile et leurs équipements sont visés par des règles d'origine plus strictes sous le régime des règles d'origine de l'accord préférentiel conclu avec l'UE, comme en témoigne ainsi les indices élevés de restrictivité dans ces secteurs (tableau 6).

Tableau 4 : Indice moyen de l'effet restrictif des règles d'origine de l'accord préférentiel Maroc-UE et taux d'utilisation

Produits	Taux d'utilisation de l'accord en % ¹³²			Indice Moyen de Restrictivité	Nombre de lignes
	2007	2008	2009		
Vêtements confectionnés des chapitres 61 et 62 du SH	0,1	0,2	8,7	5	11
Aliments préparés					
Poissons en conserve	3,9	2	33,5	4,34	9
Conserves de légumes	8,9	8,4	73,8		

¹³⁰ Cf. notre raisonnement par produit spécifique ci-dessous.

¹³¹ Des extraits de la base de données brute sont présentés dans les matrices situées en annexe.

¹³² Base de données de l'Office de Change (2009).

Automobile					
Voitures de tourisme ex chapitre 87	0	0	0	5	2
fils et câbles SH 8544	Nd*	Nd*	Nd*		

Source : traitement de l'auteur

Nd : concernant les fils et câbles pour l'électricité SH 8544 nous ne disposons pas de données sur les flux d'exportations empruntant la voie de l'accord de libre échange pour pouvoir calculer le taux d'utilisation.

Il en ressort que dans l'accord préférentiel avec l'UE, des règles d'origine plus restrictives s'appliquent à des secteurs sensibles tels que les vêtements confectionnés, l'agriculture et l'agroalimentaire et aussi l'automobile. Ce qui explique en grande partie les faibles taux d'utilisation des préférences tarifaires enregistrées, qui n'ont pas dépassé, en 2008, 0,2% pour le vêtement, 2% pour les poissons en conserve et 8,4% pour les conserves de légumes. De même concernant le secteur automobile, aucune voiture n'est exportée sous régime préférentiel de l'accord. Ceci laisse confirmer que les mêmes forces politiques ont fixées aussi bien des règles d'origine contraignantes difficiles à satisfaire et des tarifs douaniers élevés en vue de protéger des secteurs sensibles.

3.2. Les contraintes de la gestion pratique des règles d'origine

Les contraintes des règles d'origine peuvent être démontrées à trois niveau essentiels : d'abord, au niveau de la gestion par l'administration douanière, ensuite au niveau de la gestion par les opérateurs et enfin au niveau des coûts supplémentaires engendrés.

3.2.1. Au niveau de la gestion des règles d'origine par la douane

La prolifération récente d'accords commerciaux préférentiels faisant intervenir des règles d'origine différentes oblige les autorités douanières marocaines et celles des pays partenaires à jouer un rôle plus actif dans le domaine de la gestion des règles d'origine préférentielles. La complexité de ces règles et les difficultés rencontrées par les opérateurs économiques et les administrations douanières mettent en lumière le besoin d'apporter des souplesses, voir des modifications radicales à celles-ci pour veiller à ce que les règles de détermination d'origine soient correctement comprises et mises en œuvre par les entreprises.

Pour assurer une application correcte et effective des règles d'origine conventionnelles, les douanes marocaines et celles des pays partenaires doivent gérer en commun un système de coopération administrative. Ce système consiste en:

- La communication mutuelle des spécimens des cachets et signatures utilisés pour l'authentification des certificats d'origine. Dans le cadre de l'accord de libre échange entre le Maroc et l'UE par exemple, le Maroc est tenu d'envoyer à la Commission européenne l'original lisible des spécimens des cachets, représentant la signature officielle, utilisés par les autorités douanières marocaines pour la délivrance des certificats aux exportateurs marocains. Des copies des spécimens des cachets sont

diffusées aux autorités douanières des pays membres de l'UE. Étant donné qu'ils ne sont pas accessibles au public, ils contribuent à garantir l'authenticité du certificat d'origine.

- Le contrôle à posteriori (CAP) de l'authenticité et de la régularité desdits certificats.

L'ensemble des protocoles relatifs aux règles d'origine consacrent un certain nombre de leurs dispositions à la coopération douanière entre les parties contractantes et ce pour garantir une bonne gestion des dits protocoles. Le contrôle a posteriori constitue le principal pilier de la coopération douanière entre le Maroc et ses partenaires. Ce type de contrôle est le plus considéré par la douane pour dévoiler les cas de fraude sur l'origine à l'import après avoir octroyé un avantage préférentiel en vue d'entamer les poursuites qui s'imposent. Ainsi, il faut discriminer entre le stade de l'importation et celui de l'exportation : à l'importation, le contrôle a posteriori s'exerce après délivrance du Bon à Enlever, à l'enlèvement ou après enlèvement des marchandises. Par contre à l'exportation, ce contrôle s'exerce le plus souvent après embarquement des marchandises et surtout en cas d'indication de fraude par le pays destinataire.

Dans le cas de l'accord préférentiel Maroc-UE et son protocole paneuromed sur les règles d'origine, il est clair que les autorités douanières marocaines chargées du contrôle a posteriori sont, comme prévu dans le protocole, dans l'obligation de répondre à des demandes de vérification des preuves de l'origine émises par les douanes européennes dans un délai ne dépassant pas les six mois. Pour répondre, les autorités douanières marocaines doivent effectuer les contrôles qui s'imposent, notamment, un contrôle documentaire supplémentaire de l'origine des marchandises, un contrôle des registres et de la comptabilité des exportateurs, ou même une inspection de l'usine.

Faut-il souligner à ce propos que cette coopération douanière en matière de règles d'origine peut parfois souffrir de certaines limites au niveau de certains accords. L'expérience marocaine dans ce domaine a montré que les autorités douanières de certains pays partenaires (EAU en particulier) ne répondent que rarement aux demandes faites par les services douaniers marocains. Elles avancent à cet effet notamment le fait qu'elles ne disposent pas d'un personnel qualifié et suffisant pour cet exercice.

3.2.2. Au niveau de la gestion par les opérateurs économiques

L'activité des opérateurs économiques marocains est sérieusement perturbée à cause de la complexité des règles d'origine. En effet, les critères de détermination ne satisfont pas aux exigences actuelles du commerce international. Ainsi la déclaration de l'origine peut entraîner un sérieux problème pour l'opérateur économique (importateur) dans le cas où les autorités douanières marocaines établiraient que l'origine déclarée ne correspond pas à celle réelle. Déclarer l'origine des marchandises devient donc une opération qui présente de grands risques pour la société importatrice, surtout que la fausse déclaration de l'origine est sévèrement punie.

Selon les responsables des services extérieurs de la douane marocaine, les fausses déclarations de la valeur et de l'origine des marchandises sont les fraudes principales¹³³. Concernant l'origine, la fraude consiste à déclarer une fausse origine des marchandises. Pour une marchandise achetée de la Chine par exemple, un opérateur a tendance à déclarer l'origine européenne (espagnole ou italienne) dans le but de bénéficier des droits de douane préférentiels, sont très avantageux, offerts par l'accord préférentiel conclu avec l'UE. Certes, bien que des progrès importants ont été enregistrés dans le domaine de la coopération douanière internationale, cependant, l'application sur le terrain

¹³³ Entretien réalisé au bureau douanier de Nouasser le 01/10/2010.

reste inégale, certaines administrations douanières refusant parfois de reconnaître les certificats d'origine émis par les autorités de pays partenaires sous des prétextes futiles.

Les importateurs s'exposent donc à des risques importants en cas de fraude sur l'origine. Mais, il est étonnant que des importateurs ayant agi aussi de bonne foi, courent des risques en dehors de toute fraude sur l'origine.

L'importateur est entièrement responsable de la déclaration d'origine. La législation nationale (code des douanes) et les protocoles des règles d'origine contenues dans les accords et conventions signés par le Maroc lui imposent sévèrement cette responsabilité.

La complexité et l'absence de clarté des critères de détermination de l'origine constituent, entre autres, les principaux motifs d'insatisfaction des opérateurs économiques. On peut observer que la complexité du mécanisme concernant la détermination de l'origine se reflète souvent sur la preuve de l'origine qui devrait en principe sécuriser et faciliter les échanges commerciaux internationaux. La preuve d'origine dont il s'agit ici présente deux particularités :

La première particularité réside dans le fait que celle-ci peut prendre de multiples formes. Par exemple, en ce qui concerne les échanges préférentiels du Maroc, on trouve des certificats d'origine « formule A »¹³⁴ (utilisés dans le cadre du S.P.G.), des « certificats de circulation »¹³⁵ tels que EUR I, EUR MED, la déclaration de l'origine sur facture. Ces diverses formes que les certificats d'origine peuvent prendre compliquent la compréhension du mécanisme de la preuve de l'origine. De plus, il faut tenir compte de certaines particularités concernant l'application des certificats d'origine telles que, par exemple, « le statut de l'exportateur agréé », « l'exemption de la preuve de l'origine », « l'importation par envois échelonnés », etc.

La seconde particularité consiste dans le fait que la preuve de l'origine présente une double nature. A l'importation au Maroc, par exemple, le certificat d'origine émane d'une autorité étrangère. On admet que cette autorité maîtrise les critères selon lesquels les services douaniers marocains peuvent accepter les certificats d'origine établis dans le pays de délivrance par les autorités ou organismes habilités. Toutefois, la présentation d'un certificat d'origine délivré par un pays partenaire ne lie pas l'appréciation de l'administration douanière marocaine.

A l'exportation, en revanche, la force probante des certificats d'origine délivrés par la douane marocaine relève de l'appréciation souveraine des autorités ou organismes des Etats partenaires. Il existe un problème réel au Maroc que l'exportateur marocain se trouve devant plusieurs définitions d'origine en fonction du pays où il s'apprête à exporter.

¹³⁴ *Le certificat d'origine Formule A est un justificatif de l'origine pour les marchandises sous SCIP. Les marchandises originaires doivent être accompagnées de la déclaration et du certificat d'origine réunis dans la formule A (voir l'annexe), remplis et signés par l'exportateur et visés par une autorité gouvernementale du pays d'exportation donneur de préférences. Un certificat d'origine « Formule A » n'est délivré que sur la demande écrite de l'exportateur ou de son représentant agréé. L'exportateur ou son représentant doit joindre à sa demande tout document approprié prouvant qu'il est possible de délivrer un certificat d'origine pour les marchandises à exporter.*

C'est à l'autorité gouvernementale ou autre, du pays d'exportation bénéficiaire des préférences SCIP qu'il incombe de vérifier que les certificats et les demandes sont dûment remplis. Chaque certificat doit porter un numéro de série (imprimé ou non) permettant de l'identifier. Ce numéro doit figurer dans la case supérieure droite de la formule A.

¹³⁵ *Le certificat de circulation des marchandises EUR I ou EUR-MED est délivré par les autorités douanières du pays d'exportation sur demande écrite établie par l'exportateur ou, sous la responsabilité de celui-ci, par son représentant habilité. Les certificats de circulation attestent le caractère originaire des produits faisant l'objet des échanges préférentiels entre le Maroc et les pays signataires du protocole pan euro-méditerranéen. Voir, par exemple, circulaire n°4617/222 de la douane, telle que modifiée.*

Par exemple, les appareils électroniques et produits informatiques dont les sites de production sont normalement pour la plupart se trouvent en Asie, sont souvent déclarés comme originaires de l'Italie ou de l'Espagne lors de leur importation sur le territoire marocain. En effet, selon les responsables de la douane, certains revendeurs italiens et espagnols, ne distinguant pas parfois entre origine et provenance, exportent des produits importés de l'Asie sur le Marché marocain, mais la douane ignore l'origine asiatique déclarée, se base sur la présentation réelle des marchandises et applique, s'il y a lieu, des pénalités douanières à la société importatrice selon la réglementation douanière en vigueur.

Il en découle donc que la présentation d'un certificat d'origine ou d'un certificat de circulation établi par l'autorité compétente du pays d'exportation ne met pas l'opérateur économique à l'abri des poursuites lorsque des irrégularités concernant la déclaration de l'origine sont constatées. Dans un tel cas la responsabilité de l'opérateur économique sera directement mise en jeu, même s'il a fait appel aux services d'un transitaire. Par conséquent, la fausse déclaration de l'origine peut conduire l'opérateur économique à de sérieux problèmes.

Même si la bonne foi d'un importateur pouvait être prouvée, ce qui est extrêmement difficile à faire, les droits d'importation seront appliqués *a posteriori*. La procédure de contrôle de l'origine *a posteriori* peut être engagée même quelques années plus tard après l'opération d'importation. Son objectif consiste à trouver des irrégularités commises par l'opérateur économique ou bien par l'autorité habilitée à délivrer les justificatifs d'origine (administration des douanes dans le cas du Maroc). Ceci peut causer des difficultés à des importateurs ayant, de bonne foi, cru importer des marchandises bénéficiant de préférences tarifaires sur la foi de certificats inexacts ou falsifiés sans le savoir. Il y a lieu cependant de relever à ce propos qu'un opérateur économique doit pouvoir évaluer les risques inhérents au marché qu'il prospecte, voir instaurer dans le contrat commercial une clause « origine » qui responsabilise le fournisseur en cas de livraison de produits non originaires.

3.2.3. Au niveau des coûts supplémentaires engendrés

Les règles d'origine imposent des coûts économiques et d'observation importants. Les coûts d'observation sont liés notamment aux coûts financiers que doivent assumer les importateurs, les exportateurs et les producteurs pour respecter les règles d'origine et être admissibles au traitement préférentiel. De même, des coûts économiques sont associés aux RDO, notamment les coûts que doivent engager les producteurs pour changer leurs modes de production ou la composition de leurs intrants ou leurs sources d'approvisionnement afin de respecter les exigences relatives à l'origine.

Selon une enquête que nous avons menée sur 102 entreprises marocaines dans l'axe Casa-Rabat-Tanger, les producteurs marocains préfèrent, souvent, acquitter les droits de douane plutôt que d'engager les coûts nécessaires pour prouver et se conformer aux règles d'origine. Les opérateurs économiques avec qui nous avons parlé adoptent couramment cette pratique particulièrement pour les livraisons de faible volume, mais aussi parmi les petites entreprises, ainsi que chez les exportateurs peu familiarisés avec le régime préférentiel de l'accord Maroc-UE. Ainsi, faut-il souligner que 58% des entreprises visitées, mal informées, ne savent pas que des accords préférentiels existent ou qu'ils ont été réactualisés. Ils accusent les départements publics concernés du manque de communication sur l'existence des accords et leurs opportunités. En outre, des entreprises qui ont éprouvé de la difficulté à obtenir des certificats d'origine valides de leurs fournisseurs ont opté pour payer les droits NPF plutôt que d'invoquer l'accord préférentiel Maroc-UE.

Selon les données de l'enquête réalisée, les entreprises marocaines n'ont pas une estimation chiffrée et précise des coûts économiques des règles d'origine. Toutefois, s'agissant des coûts économiques inhérents aux coûts supplémentaires engendrés par l'utilisation des intrants originaires, il a été démontré par exemple que les matières premières achetées de l'UE dans le cadre de l'ATPA Avec paiement¹³⁶ et dans le cadre du régime de la mise à la consommation sont 50% plus chers que les mêmes matières premières qui se vendent en Asie.

4. Conclusion

Les règles d'origine constituent pour le Maroc un problème brûlant sur lequel il faut focaliser toute l'attention surtout qu'il a signé une batterie d'accords préférentiels notamment avec des partenaires plus puissants.

Lorsque les règles d'origine sont très restrictives, elles peuvent constituer de nouveaux obstacles commerciaux et restreindre l'accès au marché et ce malgré le taux préférentiel. Des études très récentes sur le caractère restrictif des règles d'origine¹³⁷ jugent par exemple que la règle du pourcentage est relativement restrictive tandis que l'exigence d'un changement de position tarifaire l'est moins. Si une firme doit changer de fournisseur ou modifier son processus de production afin de respecter les règles d'origine, cela peut augmenter ses coûts de production.

Quand on demande aux firmes marocaines si le réseau d'Accords préférentiels et leurs chevauchements n'entrave pas leur utilisation, on s'aperçoit que ce sont principalement les plus grandes d'entre elles, dotées de moyens importants, qui se plaignent de l'incohérence des règles d'origine. Cela peut s'expliquer par le fait que les grandes entreprises exportent plus que la moyenne et sont donc plus concernées par le problème des règles d'origine.

L'intérêt essentiel de ce travail était d'examiner les règles d'origine contenues dans l'accord signé entre le Maroc et l'UE et déterminer leurs effets sur certains secteurs. L'analyse a démontré que certains opérateurs économiques ont décidé de renoncer aux préférences tarifaires à cause des critères d'origine qui sont difficiles à être satisfaits. De même il faut souligner que d'autres raisons telles que l'incohérence des règles d'origine, les économies négligeables¹³⁸, les problèmes logistiques, et les spécificités des entreprises marocaines constituées majoritairement de PME ont un effet direct sur l'utilisation réduite. Ainsi, L'assouplissement de ces critères d'origine permettrait d'accroître le volume des exportations préférentielles du Maroc à destination de l'UE.

De même, le type de spécialisation internationale du Maroc qui est basé surtout sur des avantages naturels (mains d'œuvres bon marché, ressources naturelles, proximité géographique de l'Europe) le rend incapable de pouvoir profiter des possibilités d'insertion dans l'économie internationale.

¹³⁶ Le régime d'ATPA ou admission temporaire pour perfectionnement actif permet l'importation, en suspension des droits et taxes qui leur sont applicables, des marchandises destinées à recevoir une transformation, une ouvraison ou un complément de main-d'œuvre.

¹³⁷ Voir par exemple Carrère et de Melo (2006) ainsi que notre étude (2011).

¹³⁸ Les frais encourus pour gérer un système de comptabilité parallèle par exemple peuvent dépasser les avantages des préférences tarifaires.

Corpus de la bibliographie

1. Administration des douanes et impôts indirects (2011). *Tarif des droits de douane*. Adresse consultée : <http://www.douane.gov.ma/web/guest>
2. Augier, P., et Gasiorek, M., (2004). *The Impact of Rules of Origin on Trade Flows*. Economic Policy, Volume 20, No. 43, 567-624.
3. Australien. Productivity Commission (2004a). *Rules of Origin under the Australia - New Zealand Closer Economic Relations Trade Agreement*. Canberra, Australia Productivity Commission.
4. Cadot, O., de Melo, J., Estevadeordal, A., Suwa-Eisenmann, A., et Tumurchudur, B., (2002). *Assessing the Effects of NAFTA's Rules of Origin*. World Bank Working Paper.
5. Cadot, O., Djiofack, C., et de Melo, J., (2008). *Préférences commerciales et règles d'origine : Perspectives des Accords de Partenariat Economique pour l'Afrique de l'Ouest et Centrale*. Revue d'économie du développement 2008/3, N° 22, p. 5-48.
6. CEA pour l'Afrique du Nord, (2006). *Evaluation des effets économiques des règles d'origine sur les pays d'Afrique du Nord*. Rabat 20-22 Juin.
7. Commission Européenne, (2009). *Projet de convention régionale sur les règles d'origine préférentielles pan-euro-méditerranéennes*. Direction générale, Fiscalité et Union Douanière. Bruxelles, le 16 juillet 2009 TAXUD/C5/JK D.
8. Krishna, K., (2005a). *Understanding Rules of Origin*. NBER Working Paper, n° 11150.
9. Krishna, K., (2005b). *Conditional Policies in General Equilibrium*. NBER, Working Paper, n° 11283.
10. Kumimoto Gary Sawchuk, R., (2005). *Les règles d'origine de l'ALENA*. Projet de recherche sur les politiques, Canada, Juin.
11. Office de change (2009), statistiques du commerce extérieur. Adresse consultée : <http://www.oc.gov.ma/>
12. OMC, (2011). *Examen des politiques commerciales de l'UE, WT/TPR/S/248*. 1er juin, rapport du secrétariat.

Papier en vue de publication : **La solidité des banques : Un pilier de stabilité du système financier marocain ?**

27 Mars 2012

Mohamed Amine ISSAMI

Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales, Rabat – Agdal

issami20@hotmail.com

Résumé

L'objectif de ce papier est l'évaluation de la solidité du système bancaire marocain, qui représente un compartiment essentiel de l'industrie financière. Ce mode d'analyse est purement quantitatif et se base sur plusieurs méthodes de mesure. Dans ce travail, on se limite à la méthode des ratios et des indicateurs financiers (Toutefois on n'exclut pas la possibilité d'une extension future à d'autres méthodologies scientifiques), vu que la nature des données est comptable et la comparaison avec d'autres résultats menés par des agences de notation et des indices de développement financier qui sont établis par des institutions spécialisées sera possible et justifiée. La robustesse du secteur bancaire est cependant un pilier fondamental, à travers sa capacité à absorber les chocs et sa structure financière qui demeure un enjeu global pour le maintien de la stabilité financière systémique.

Abstract

This paper aims to analyze the strength of the Moroccan banking system, which represents the main core of the financial industry. In this content, the analysis is based on quantitative approach using several measures. This work consists of financial ratio and indicator methods (However, we do not exclude the possibility for a further extension to other scientific methodologies), the choice of a metric applicability is limited, since we implement accounting data that can be easily compared and justified with results of surveys published by rating agencies and financial development indices released by specialized financial institutions. The resilience of the banking sector remains the robust pillar via its ability to absorb shocks and its financial structure which incorporates the global concern in order to maintain the systemic financial stability.

Mots-clés : *Résilience du système bancaire marocain, Stabilité financière systémique, Analyse par la méthode des ratios et des indicateurs financiers, Risques macro-financiers, Réglementation prudentielle.*

Keywords : *Resilience of Moroccan banking sector, Systemic financial stability, Financial ratios and indicators analysis, Macro-financial risks, Prudential regulation.*

Classification JEL : *C81, E63, G21, G28, G32, M41.*

I. Introduction

La stabilité des systèmes financiers constitue un noyau dur des économies¹³⁹ pour leurs assurer une croissance soutenue¹⁴⁰ et une allocation optimale des ressources¹⁴¹ (épargne/investissement). L'appréciation de la stabilité au niveau systémique par les autorités de surveillance et de contrôle, les économistes et les investisseurs, suppose l'adoption d'une approche prudentielle mixte ou duale (macro-prudentielle et micro-prudentielle) de l'ensemble des composantes d'un système financier donné.

En effet, selon l'approche précitée, la ventilation des compartiments au niveau de l'industrie financière requiert une attention particulière afin de détecter les dysfonctionnements potentiels¹⁴² créateurs de perturbations et le cas échéant, initiateurs d'instabilités qui tendent vers une crise systémique. Toutefois, l'objectif recherché par le renforcement de la solidité du secteur bancaire est l'amélioration de son aptitude à absorber les chocs (endogènes et exogènes) et à contenir les stress économiques qui se propagent par effet d'entraînement (*spillover effect*) des risques macro-financiers à l'économie réelle. À ce titre, la mesure de la solidité des banques marocaines¹⁴³ revêt une importance centrale vu que le secteur est le canal principal de financement pour la majorité des projets économiques et demeure le nœud indispensable de l'intermédiation financière. Par ailleurs, la détermination de la fragilité des institutions bancaires et les filets de sécurité (*safety nets*) dont elles disposent s'inscrit dans une démarche préventive contre les tendances pro-cycliques d'une part et la capacité de résistance de ces institutions face aux incertitudes d'autre part.

Dans le cas particulier du Maroc, le paysage bancaire¹⁴⁴ a atteint une taille relativement importante¹⁴⁵ grâce à une mobilisation des ressources intérieures¹⁴⁶ pour financer la croissance des crédits¹⁴⁷ et que même le financement des banques marocaines, qui comprend la capitalisation des filiales étrangères, repose essentiellement sur les dépôts en dirhams. Ce dynamisme¹⁴⁸ s'est

¹³⁹ Quelque soit le niveau de développement économique (économie avancée et ou émergente).

¹⁴⁰ Empiriquement validé selon les travaux de Vartia et al. (2006).

¹⁴¹ L'efficacité de l'industrie financière.

¹⁴² Risk Management approach.

¹⁴³ L'agence de notation financière Standard & Poor's (S&P) a modifié en Mars 2011 de 8 à 7 la note globale du risque (note BICRA) encouru par le système bancaire Marocain. La note 7 attribuée au Maroc (sur une échelle de 10) signifie que le risque de déstabilisation économique dans le pays demeure pour le moment élevé. La note BICRA (Banking Industry Country Risk Assessment) sert à évaluer le risque de l'industrie bancaire dans un pays donné. Les systèmes bancaires au risque le plus faible sont classés dans le groupe 1. D'autres pays figurent dans le groupe 7 tels la Jordanie, l'Indonésie, la Bulgarie et la Russie.

¹⁴⁴ Le système bancaire marocain compte 19 banques (voir annexe 1). Toutes les banques sont membres du groupement professionnel des banques du Maroc « GPBM » (En vertu des dispositions de la loi bancaire en vigueur, les établissements de crédit agréés en tant que banques exerçant au Maroc font obligatoirement partie du GPBM et ont seuls la qualité de membres). Les banques offshore ont fait leur apparition, mais leur poids dans le système bancaire reste encore limité.

¹⁴⁵ Il représente plus de 10 % du PIB, selon le FMI (2011).

¹⁴⁶ Le taux global de bancarisation selon les estimations de la Banque Africaine de Développement a atteint 50% en 2010, et il est ciblé à 55% en 2012.

¹⁴⁷ Plusieurs initiatives visant l'amélioration de l'information ont été lancées. La mesure la plus importante est la création d'un bureau de crédit (Bank Al-Maghrib a entamé la délégation de l'actuel service central des risques à un bureau de crédit), que les institutions financières sont tenues de consulter. Géré par une entité privée (Experian Maroc), il est actuellement opérationnel et ses activités sont en constante expansion.

¹⁴⁸ Visant à favoriser l'épargne bancaire et améliorer la transparence des pratiques au sein du secteur. Il y a lieu aussi de rappeler que six valeurs bancaires sont cotées sur le marché boursier et l'émission des obligations privées par les banques marocaines enregistre une forte dynamique. Cependant, le développement du secteur se caractérise par une marge d'intermédiation élevée qui constitue un frein à la compétitivité et le niveau de concentration apparaît modéré pour le total actif et les crédits et marqué pour les dépôts (la concentration bancaire peut être mesurée par plusieurs

accentué par les dépôts de marocains résidant à l'étranger et l'implémentation de réseaux bancaires en Afrique. De plus, les banques ont poursuivi le développement de leur activité marqué par des performances réalisées, qui ont conforté la structure de l'assiette financière vers le renforcement des fonds propres et la constitution d'une capacité d'autofinancement¹⁴⁹ considérable grâce à l'accroissement des flux financiers annuels.

Au niveau du cadre légal et réglementaire, les études d'impact menées par Bank Al-Maghrib et les reporting périodiques communiqués par les banques de la place ont permis d'identifier un certain nombre de défis majeurs quant à l'application des normes Bâle II et l'anticipation des entraves à l'application du dispositif de Bâle III¹⁵⁰. Certaines de ces difficultés, communes à plusieurs pays, sont imputables à la faiblesse du nombre d'entreprises notées par les agences de rating et des données historiques sur les défauts de paiement. D'autres contraintes sont inhérentes au cadre légal qui, faute de dispositions réglementaires ad hoc, restreint les possibilités d'utilisation d'un certain nombre de techniques d'atténuation des risques de crédit prévues par Bâle II, notamment le recours à la compensation des dépôts et des crédits en cas de liquidation ou de redressement judiciaire des contreparties. La lenteur de réalisation des sûretés reçues en couverture des risques, en cas de défaillance des contreparties, constitue également une contrainte. D'autres difficultés sont propres aux banques elles-mêmes, celles-ci s'activant pour les surmonter. Elles ont trait aux systèmes d'information qui ne permettent pas toujours la mise en œuvre des nouvelles dispositions, telles que la segmentation de la clientèle, l'affectation ligne par ligne des sûretés et garanties détenues, la ventilation des impayés et des provisions par portefeuille, la ventilation de l'activité sur les lignes de métier retenues pour l'évaluation des risques opérationnels et la séparation entre le portefeuille bancaire et de négociation dans le cadre des risques de marché.

De ce fait, cet article est orienté vers une méthodologie basée sur la détermination des risques macro-financiers encourus par le système bancaire et les résultats obtenus seront présentés de manière succincte afin de dresser une cartographie des vulnérabilités et tester les perspectives d'une telle approche pour appréhender la dimension multi-échelle de la stabilité financière.

II. Méthodologie et données

L'appréciation de la solidité du système bancaire marocain passe par l'examen des performances des institutions financières qui opèrent dans le secteur, par la détermination de la structure bilancielle et hors bilancielle de ces institutions et de leur degré de susceptibilité¹⁵¹ vis-à-vis des instabilités et des chocs potentiels.

indicateurs. On retient l'indice de Herfindahl-Hirshman qui additionne les puissances carrées des parts de marché des banques, se situe dans une fourchette de 0 à 1. Un indice inférieur à 0,10 témoigne d'un marché peu concentré, d'un marché modérément concentré, s'il est compris entre 0,10 et 0,18 et d'un marché fortement concentré, pour une valeur supérieure à 0,18. Selon les calculs de Bank Al-Maghrib, le total actif se situe à 0,17 durant 2008, 2009 et 2010, ainsi le total dépôt a enregistré 0,18 durant les mêmes périodes, tandis que le total des crédits s'est établi à 0,15 en 2008, puis à 0,16 en 2009 et 2010).

¹⁴⁹ Elle est estimée en 2011 à 7,2 milliards de dirhams sur base sociale agrégée.

¹⁵⁰ On se réfère à l'annexe 2 – présentée sous formes de feuille de route pour l'entrée en vigueur de Bâle III au niveau du système bancaire marocain –. Cet accord prudentiel comporte deux volets: le premier a pour vocation de réduire la pro-cyclicité, alors que le second consiste à prendre en considération les interconnexions et les expositions communes des établissements financiers, notamment ceux qui ont une importance systémique.

¹⁵¹ L'estimation de la sensibilité et l'exposition aux risques à l'aide des tests de solvabilité.

Cette démarche¹⁵² correspond à la méthodologie réglementaire dite prudentielle établie par la banque des règlements internationaux (BRI) dans le cadre des accords de Bâle II et récemment au niveau du dispositif de Bâle III. En outre, il convient de citer qu'il existe plusieurs systèmes d'évaluation des institutions bancaires qui se basent sur des notations indicielles et sur une hiérarchisation des risques prédéfinis (Figure 1). Ces modes d'analyse sont utilisés pour diverses finalités, ainsi à titre d'exemple, la construction d'un système d'alerte précoce¹⁵³ – l'identification des facteurs qui influencent la dégradation des ratings et le calcul des probabilités de détérioration des notations bancaires peuvent être considérée comme un type particulier de système d'alerte précoce – pour détecter *ex ante* les difficultés probables d'ordre financier et opérationnel.

L'utilisation des ratios comptables par les autorités de surveillance remonte au début du siècle dernier (Mitchell, 1909). Les premiers travaux testant la capacité prédictive de tels indicateurs sont apparus à la fin des années soixante pour ce qui est des faillites d'entreprises (Beaver, 1966 ; Altman, 1968) et au début des années soixante-dix pour ce qui est des faillites bancaires (Meyer et Pifer, 1970 ; Hanweck, 1977 ; Martin, 1977 ; Santomero et Vinso, 1977 ; Bovenzi, Marino et McFadden, 1983). Cette tendance s'est poursuivie ensuite sous l'impulsion des autorités de supervision américaines et a conduit à l'élaboration des systèmes d'alerte basés sur des procédures formelles et « *forward looking* » (Pantalone et Platt, 1987 ; Barr, Seiford et Siems, 1994 ; Barr et Siems, 1997 ; Estrella, Park et Peristiani, 2000 ; Gilbert, Meyer et Vaughan, 2000).

Dans la majorité des études de cas, un ou plusieurs ratios comptables rendent compte de la solvabilité de la banque (*Capital adequacy*), de la qualité des actifs détenus (*Asset quality*), de l'aptitude à réaliser des profits (*Earnings ability*) et de la situation de trésorerie (*Liquidity position*). Ensuite, Barr, Seiford et Siems (1994) et Barr et Siems (1997) ont introduit l'efficacité technique comme proxy de la qualité de gestion (*Management quality*)¹⁵⁴. De plus, les études reprennent, pour la plupart, la même décomposition que celle dressée par le système d'évaluation CAMEL(S)¹⁵⁵.

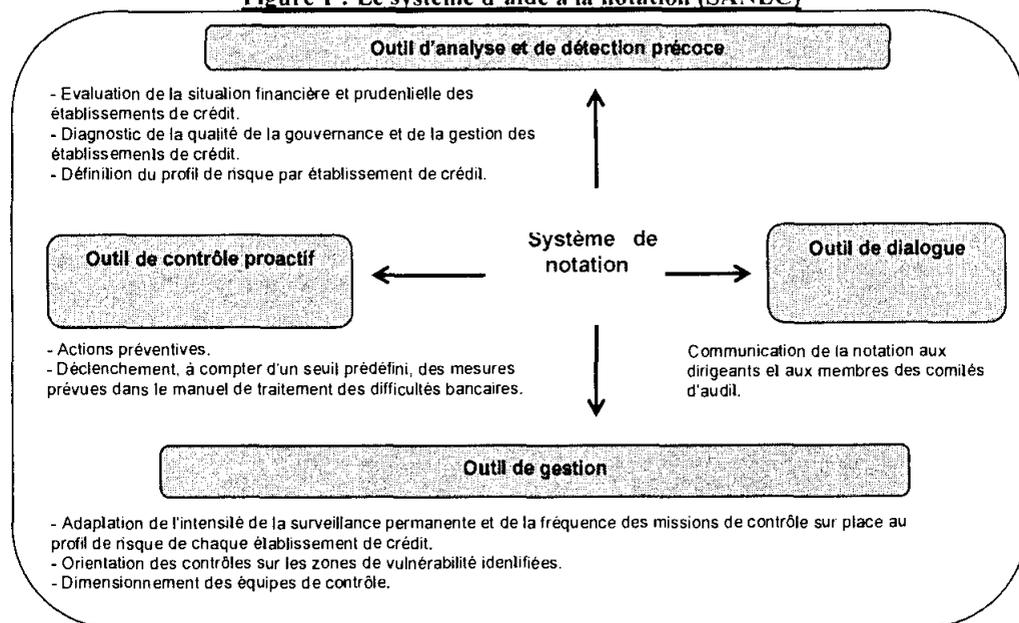
¹⁵² Il y a lieu de rappeler, que cette méthodologie se distingue par rapport à une analyse de type gestion Actif-Passif (A.L.M. Asset Liability Management) pour identifier les banques dont la situation financière se dégrade, du moment qu'on se base sur des données agrégées de l'ensemble des banques marocaines.

¹⁵³ Dans le cadre du travail de la thèse doctorale et sur le plan préventif, on propose la mise œuvre d'un système d'alerte précoce (par agrégation de l'information financière disponible) pour la détermination des difficultés bancaires au Maroc. En outre, un système d'alerte précoce (Early Warning System) peut se définir simplement comme une procédure systématique de partition des banques en deux catégories : les saines et celles en difficulté. Deux des qualités essentielles de ces indicateurs sont la simplicité de mise en œuvre et leur faible coût. Ces deux contraintes sont généralement satisfaites par le recours à des données comptables. Il s'agit donc le plus souvent de méthodes statistiques off-site. L'intérêt de tels indicateurs est, en effet, de pouvoir s'appliquer en continu et au plus grand nombre, avec comme objectif d'identifier les institutions financières en difficulté, dès les premiers signes avant-coureurs.

¹⁵⁴ On signale en outre que, Berger et De Young (1997) montrent, dans le cadre d'un modèle de causalité de Granger, que l'efficacité technique pouvait constituer un bon indicateur de la dégradation à venir de la qualité des prêts. Kwon et Eisenbeis (1997) rapportent également que le risque, l'efficacité et le degré de capitalisation des banques sont simultanément déterminés (voir aussi Altunbas, Liu, Molyneux et Seth, 2000).

¹⁵⁵ Le système CAMEL(S) nécessite un examen particulier pour chaque banque (système on-site). Il est utilisé depuis le début des années 1980 par les trois autorités américaines de supervision bancaire que sont la Réserve Fédérale, la FDIC et l'OCC. L'acronyme CAMEL(S) fait référence aux six critères qui sont pris en considération lors de l'attribution, à chaque banque, d'une note (rating). Ces six critères sont : la solvabilité (*Capital adequacy*), la qualité des actifs détenus (*Asset quality*), la qualité de la gestion (*Management quality*), l'aptitude à réaliser des profits (*Earnings ability*), la trésorerie (*Liquidity position*) et la sensibilité au risque de marché (*Sensitivity to market risk*). En pratique, à l'issue du passage d'un examinateur mandaté par les autorités de supervision (passage prévu longtemps à l'avance), chacun des critères est noté sur une échelle de 1 à 5 (1 étant la meilleure note). Ces notes servent ensuite à construire un indicateur composite, qui reste dans tous les cas, strictement confidentiel. À ces variables s'ajoutent parfois des déterminants liés aux conditions économiques locales.

Figure 1 : Le système d'aide à la notation (SANEC)



Source: Bank Al-Maghrib, rapport Annuel sur le contrôle, l'activité et les résultats des établissements de crédit, exercice 2009, page 24.

Cependant, dans le cadre de l'implémentation du deuxième pilier¹⁵⁶ de Bâle II au Maroc, le système d'aide à la notation des établissements de crédit « SANEC » représente un outil de contrôle proactif qui permet, via une démarche structurée, d'établir le profil de risque de chaque institution bancaire sur la base d'analyses à la fois quantitatives et qualitatives des risques. L'évaluation s'effectue au travers d'une quinzaine de critères organisés en six zones de risques et déclinés en 180 sous-critères. Le système de notation des établissements de crédit est au cœur du processus de la surveillance permanente. Il constitue, à la fois, un outil d'analyse et de détection précoce permettant une supervision fondée sur les risques, un outil de gestion en interne, visant à dimensionner l'intensité des contrôles et un outil de dialogue avec les assujettis. Conformément aux modalités prévues par le manuel de traitement des difficultés bancaires, des actions correctrices sont engagées à l'égard des banques dont la notation est inférieure à un certain seuil.

¹⁵⁶ Dans le cadre de la mise en œuvre du deuxième pilier de Bâle II, les établissements de crédit sont tenus de se doter d'un processus d'évaluation de l'adéquation des fonds propres internes, plus connu sous son acronyme anglais ICAAP. La mise en œuvre de ce processus requiert, conformément aux dispositions de la directive n° 45/G/2007 de Bank Al-Maghrib, une définition explicite de la stratégie de l'établissement à l'égard des risques. Cette stratégie doit se baser sur une politique effective globale de gestion des risques qui permet de s'assurer, en permanence et sur un horizon lointain, de l'adéquation des fonds propres de l'établissement par rapport à la réalisation de ses objectifs et les risques effectivement encourus et potentiels ainsi que sur un cadre de travail transparent et consensuel pour la mise en œuvre de l'ICAAP.

Dans ce contexte, le cadre réglementaire relatif aux fonds propres¹⁵⁷ s'est vu renforcer par l'adoption des approches avancées de Bâle II. Ces nouvelles exigences prudentielles¹⁵⁸ visent à améliorer la mesure des risques de crédit, de marché et opérationnel et à rehausser davantage l'adéquation des fonds propres. En effet, l'évolution de la réglementation financière au niveau du système bancaire marocain a constitué un déterminant de la stabilité. Cette adaptation des textes réglementaires a fait l'objet d'une évaluation de la part des experts du « World Economic Forum » de Davos, qui ont élaboré un modèle intrant-sortie en mesurant les valeurs paramétriques en conformité avec l'ensemble des normes prudentielles appliquées d'une part et l'infrastructure et les performances des institutions bancaires d'autre part. Les modalités de sortie se présentent en indice de développement financier, dont le Maroc réalise des niveaux moyens (annexe 4).

Compte tenu des éléments prudentiels exigés par Bank-Al Maghrib et appliqués par les banques assujetties au contrôle de l'autorité de surveillance, on retient six indicateurs¹⁵⁹ afin d'évaluer la résilience du système bancaire marocain, ces indicateurs sont conformes à la méthodologie du guide du FMI relatif à l'élaboration des indicateurs de solidité financière.

¹⁵⁷ Les fonds propres prudentiels considèrent deux niveaux de fonds propres : le "noyau dur" et les "fonds propres complémentaires". Les fonds propres de base (ou noyau dur, ou Tier 1) comprennent : le capital, les réserves (autres que réserves de réévaluation), les primes d'émission ou de fusion, le report à nouveau, les résultats non distribués et les fonds pour risques bancaires généraux. Or, les fonds propres complémentaires (ou Tier 2) comprennent les réserves de réévaluation, les fonds de garantie mutualisés, les subventions non remboursables, la réserve latente des opérations de crédit-bail et les fonds provenant de l'émission de titres (notamment à durée indéterminée) ainsi que ceux provenant d'emprunts et qui ne peuvent être remboursés qu'à l'initiative de l'emprunteur et offrent la possibilité à l'emprunteur de différer le paiement des intérêts. Dans le calcul des fonds propres prudentiels, les fonds propres complémentaires ne peuvent pas être pris en compte pour un montant supérieur à celui des fonds propres de base.

¹⁵⁸ La circulaire n°7/G/2010 relative aux fonds propres des établissements de crédit, édictée le 31 décembre 2010, a intégré des recommandations (l'application des normes comptables internationales IFRS, à partir de 2008, par les groupes bancaires n'a pas été sans impact sur la détermination de leurs fonds propres consolidés. Dans ce cadre, Bank Al-Maghrib avait émis des recommandations pour préciser les modalités de traitement de cet impact), supprimé les fonds propres sur-complémentaires et introduit d'autres traitements prudentiels, en convergence avec les normes internationales. Ces traitements concernent notamment les intérêts minoritaires, les participations dans les entreprises d'assurances et de réassurance et les pertes attendues.

¹⁵⁹ Les indicateurs de solidité financière (ISF) constituent un outil qui permet d'évaluer les forces et les vulnérabilités potentielles du système financier. Ils s'appuient sur des éléments quantitatifs combinant à la fois des ratios micro-prudentiels agrégés, des variables macro-économiques et des indicateurs sur la situation des principaux marchés (marché monétaire, marché des changes, marché des titres, etc.). Le Fonds Monétaire International distingue deux variantes de ces indicateurs : fondamentaux couvrent l'adéquation des fonds propres des banques, la qualité de leurs actifs, leur rentabilité, liquidité, la ventilation de leur risque de crédit et leur sensibilité au risque de marché. Les indicateurs complémentaires regroupent des données sur la situation financière, l'activité et la structure bilancielle des autres institutions financières ainsi que sur certains agents et secteurs économiques spécifiques tels que les entreprises, les ménages et le secteur immobilier.

Tableau 1 : Les indicateurs retenus pour l'appréciation de la solidité financière du système bancaire Marocain

Fonds propres réglementaires	Fonds propres réglementaires/actifs pondérés par risques
	Fonds propres de base/actifs pondérés par risques
	Fonds propres/actifs
Qualité des actifs	Créances en souffrance/total des crédits bruts
	Prêts en devises/total des prêts
	Crédit au secteur privé/total des prêts
	Créances douteuses/total des prêts
	Provisions spécifiques/créances douteuses
	Créances douteuses, nettes des provisions/fonds propres de base
	Gros engagements/fonds propres de base
	Prêts aux filiales/total des prêts
	Prêts aux actionnaires/total des prêts
	Provisions spécifiques/total des prêts
	Provisions générales/total des prêts
Répartition sectorielle des prêts par rapport au total des prêts	Industrie
	Agriculture
	Commerce
	Construction
	Tourisme
	Finance
	Administrations publiques
	Transports et communications
	Ménages
	Autres
Rentabilité	Rendement de l'actif
	Rendement des capitaux propres
	Écart de taux d'intérêt moyen (entre prêts et dépôts)
	Rendement du crédit
	Coût du risque en pourcentage du crédit
	Marge d'intérêt nette/produit net bancaire (PNB)
	Charges d'exportation/PNB
	Charges d'exploitation/total des actifs
	Dépenses de personnel/dépenses hors intérêts
	Revenus de transactions et autres revenus hors intérêts/PNB
Liquidité	Actifs liquides/total des actifs
	Actifs liquides/passifs à court terme
	Dépôts/prêts
	Dépôts des entreprises d'État/total des dépôts

Sensibilité aux risques de marché	Position de change ouverte nette/fonds propres de base
--	--

Source: établi par nos propres soins, à partir du guide du FMI (2006) pour le calcul des indicateurs de solidité financière « ISF ».

En ce qui concerne la liquidité bancaire, ce facteur est basé essentiellement sur la position structurelle de liquidité et le solde net des trésoreries des banques. La position structurelle de liquidité des banques (PSLB), qui constitue un indicateur de l'excédent de liquidité ou du besoin de financement des banques, reflète l'effet de l'ensemble des facteurs autonomes. Il s'agit de la somme des sources de création de la base monétaire ne dépendant pas des interventions de la banque centrale, diminuée des encaisses détenues sous forme de billets et monnaies ou des avoirs sur le compte du Trésor auprès de Bank Al-Maghrib. En plus, l'évolution (l'émission et les encours) des certificats de dépôts – dans le cadre des titres de créances négociables émis sur le marché monétaire – est prise en considération pour déterminer l'ampleur de cette variable.

$$\begin{aligned}
 \text{PSLB} &= \text{Avoirs extérieurs nets} + \text{Avances au Trésor} - \text{Compte du Trésor} \\
 &+ \text{Autres éléments de l'actif} - \text{Autres éléments du passif} \\
 &- \text{Circulation fiduciaire} \\
 &= \text{Avoirs extérieurs nets} + \text{Position nette du Trésor} \\
 &+ \text{Autres éléments nets} - \text{Circulation fiduciaire}
 \end{aligned}$$

Une fois la position structurelle de liquidité des banques déterminée, le niveau requis au titre de la réserve monétaire (RM), qui crée un besoin supplémentaire en monnaie banque centrale chez les banques, est pris en considération pour mesurer leur solde net:

$$\text{Excédent ou besoin net de liquidité des banques} = \text{PSLB} - \text{RM}$$

A ce niveau, la construction d'une base de données économiques et financières¹⁶⁰ est incontournable afin d'évaluer la solidité de l'industrie bancaire. Il convient de noter que les éléments utilisés dans l'analyse sont extraits des principaux facteurs constituant l'information financière agrégée des banques marocaines sur base sociale sous forme d'états de synthèse, tels que le bilan, le hors-bilan et l'état des soldes de gestion.

Toutefois, la disponibilité de l'information demeure limitée (la principale source est Bank Al-Maghrib), étant donné que la publication des reporting¹⁶¹ prudentiels Bâle II et financiers IFRS (entrée en vigueur durant le 2^{ème} semestre de 2011) et la communication des notes internes d'évaluation des institutions bancaires ne sont pas soumises au public.

Il existe par ailleurs, plusieurs sources d'informations complémentaires, telles que la base de données¹⁶² et les statistiques du fonds monétaires internationales et de la banque mondiale, disponible en ligne par pays, indicateurs et catégorie. De ce fait, la base de calcul ainsi constituée, dispose de plusieurs indicateurs sur une échelle annuelle (pour le cas de la liquidité, on dispose de

¹⁶⁰ L'approche préventive implique la mise en place d'un ensemble de mesures et de techniques afin d'estimer les niveaux de stabilité, cette démarche est entamée par la constitution d'une base de données économiques et financières en série, chaque indicateur ou modèle calculé dépend d'un horizon temporel spécifique - variant du mensuel et/ou trimestriel à l'annuel - La période choisie pour la base des calculs débute à partir de l'année 2000, vu la disponibilité des données à partir de cette période et la qualité de l'information fournie.

¹⁶¹ Les états COREP (Common Reporting) et FINREP (Financial Reporting)

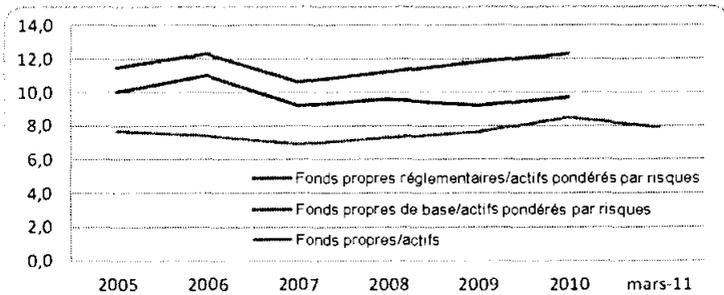
¹⁶² Pour des fins de précision, de complémentarité ou d'étalonnage.

l'information mensuelle) et varie en fonction de la disponibilité de l'information et de son exactitude¹⁶³.

III. Résultats

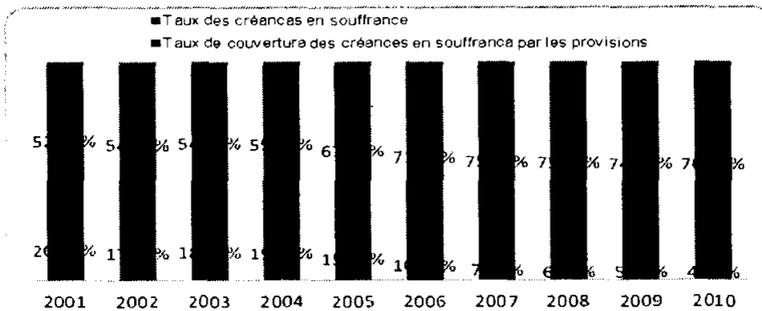
La génération des résultats¹⁶⁴ a révélé que le ratio de solvabilité (adéquation du capital) se tient conformément aux normes prudentielles (diversification des sources de financement par l'augmentation de la part des dettes subordonnées, des titres de créance émis et l'accumulation des réserves liées aux résultats). Parallèlement, on note une amélioration de la qualité des actifs retenus au niveau bilanciel des banques, par la réduction des créances en souffrances¹⁶⁵ et l'augmentation de la proportion des provisions (contre les effets pro-cycliques que peut provoquer la distribution accélérée des crédits).

Graphique 1 : Relèvement du niveau des fonds propres



Source: établi par nos propres soins.

Graphique 2 : Réduction des créances en souffrance (% total prêts)



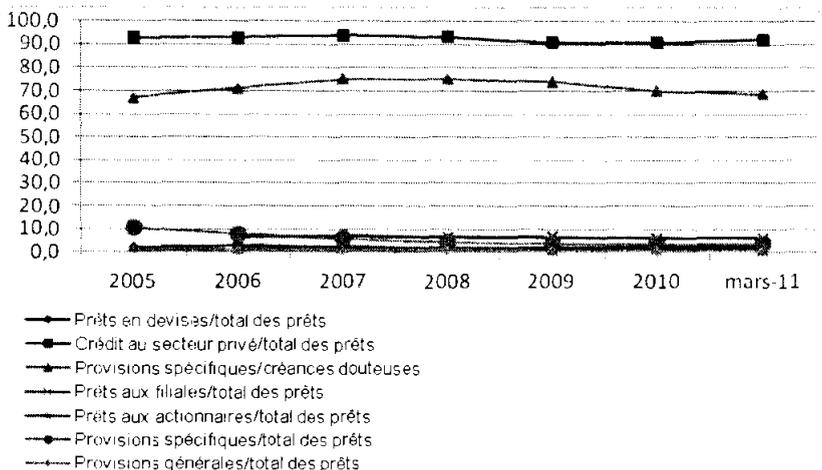
Source: établi par nos propres soins.

¹⁶³ Le cas des chiffres révisés et conformément à la norme spéciale de diffusion des données (NSDD).

¹⁶⁴ Ils sont présentés en pourcentage, sauf indication contraire.

¹⁶⁵ La qualité de signature des entreprises non financière s'est appréciée, par contre, la solvabilité de la clientèle des particuliers s'est affaiblie, au vu du montant des défauts qui a augmenté, pour la 2^{ème} année consécutive à partir de 2009, de manière assez marquée.

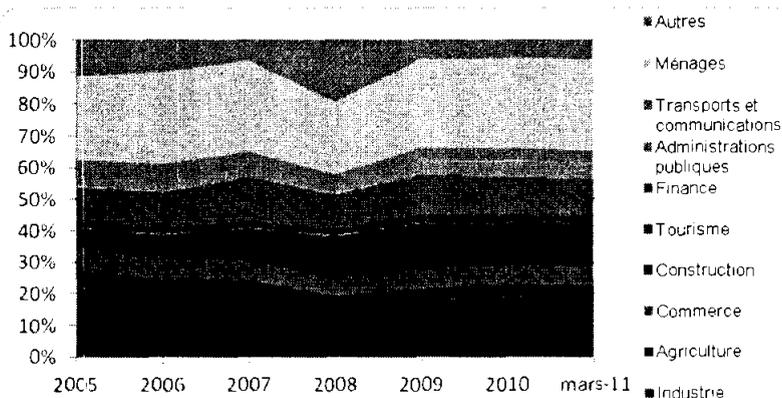
Graphique 3 : L'amélioration de la qualité des actifs



Source: établi par nos propres soins.

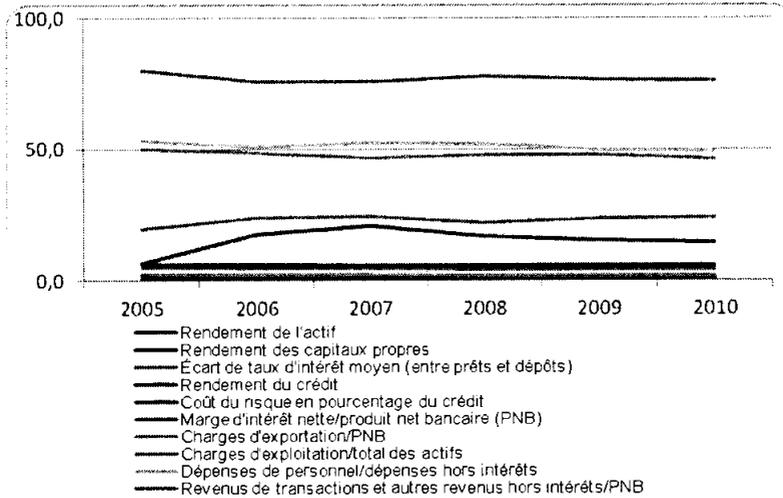
L'indicateur de répartition sectorielle montre que les ménages, les secteurs de l'immobilier, des finances et de l'industrie ont repris les niveaux d'avant 2008 (année épicentrique de la crise économique et financière récente). Cette relance en termes de distribution de crédit est cependant décélérée, on remarque que la part du crédit au secteur privé par rapport au PIB (qui est de 55 % en 2010 et atteint 83 % quand on intègre les prêts au secteur de l'administration publique et des collectivités locales) reste encore en dessous du seuil de 100 % défini par les normes de l'OCDE.

Graphique 4 : Répartition sectorielle des prêts par rapport au total des prêts



Source: établi par nos propres soins.

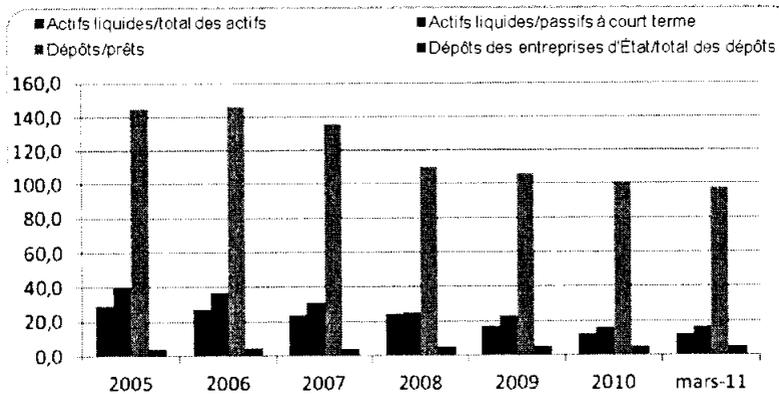
Graphique 5 : la rentabilité des banques



Source: établi par nos propres soins.

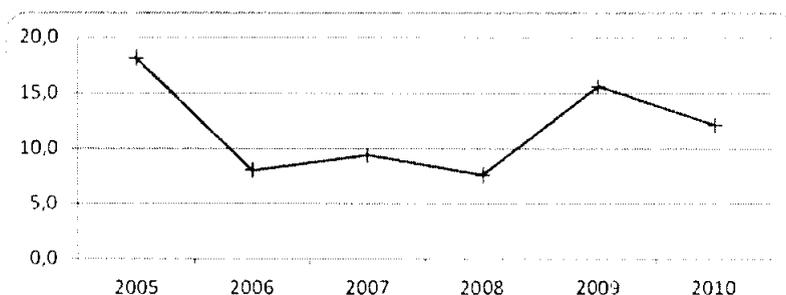
Par ailleurs, les banques marocaines ont enregistré un taux de profitabilité élevé comparé aux totales des charges dans des niveaux quasi-faibles. Concernant la liquidité bancaire, elle dépend en majorité des dépôts bancaires, ce constat représente une vulnérabilité structurelle pour les banques dans leur gestion des risques actif-passif (on se réfère au graphique 11 concernant l'évolution des certificats de dépôts qui compense l'effet des dépôts (à vue et à terme)).

Graphique 6 : La contraction de la liquidité bancaire



Source: établi par nos propres soins

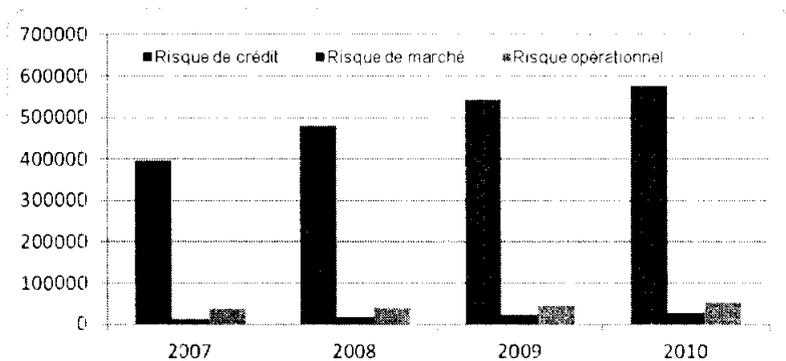
Graphique 7 : Sensibilité aux risques de marché



Source: établi par nos propres soins.

Ensuite, le rapprochement entre les risques pondérés (selon l'accord de Bâle II) a montré que le risque de crédit après ARC¹⁶⁶ demeure important et s'accroît (corrélation positive forte avec la distribution des crédits¹⁶⁷), tandis que le risque de marché reste maîtrisé vu que l'exposition du bilan des banques au marché et l'encours hors bilanciel en termes d'engagements données et reçues est limité (la sensibilité est quasi-faible) même si on enregistre une diversification des activités des banques qui s'orientent d'avantage aux produits financiers dérivés. Toutefois, le risque opérationnel représente un centre de perturbation potentielle, d'où la nécessité de contenir cet élément dans une optique de bonne gouvernance et d'organisation. A cet égard, les institutions bancaires sont incitées à renforcer la couverture de ces risques par un niveau plus élevé de fonds propres de base, de provisions et d'actifs liquides.

Graphique 8 : Evolution des risques pondérés (en millions de dirhams)

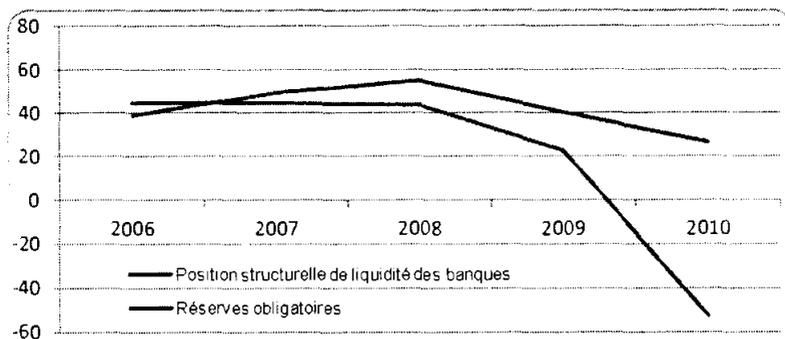


Source: établi par nos propres soins.

¹⁶⁶ Les sûretés (réelles sous forme de liquidité ou de titres couvrant tout ou partie des expositions), les garanties ou dérivés de crédit et la compensation des prêts et des dépôts sur une même contrepartie.

¹⁶⁷ Les conditions d'octroi de crédit ont connu une amélioration notable, à ce niveau on se réfère à l'annexe 3 qui décrit un niveau moyen d'accès au financement au Maroc (selon les normes de l'OCDE).

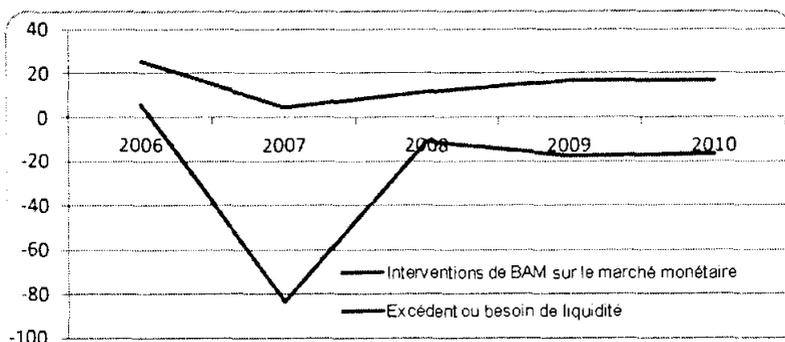
Graphique 9 : La tendance baissière de la liquidité bancaire (en millions de dirhams)



Source: établi par nos propres soins.

La baisse de la liquidité bancaire¹⁶⁸ s'explique par la diminution des réserves officielles et une augmentation plus forte que prévu de la monnaie en circulation. Ce facteur constitue un stress financier au besoin de financement de l'économie en période de sous-liquidité.

Graphique 10 : Le refinancement structurel de Bank Al-Maghrib¹⁶⁹ (en millions de dirhams)

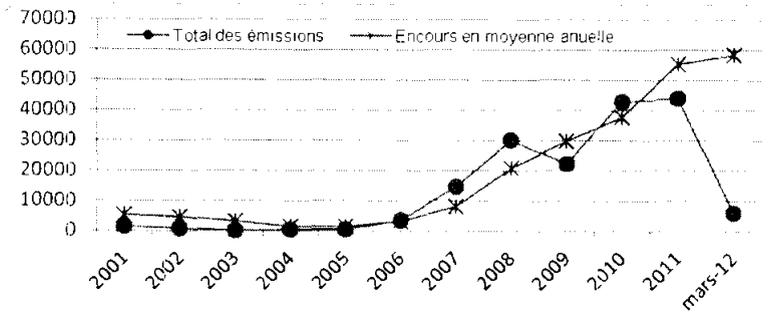


Source: établi par nos propres soins.

¹⁶⁸ La gestion inappropriée du risque de liquidité a constitué un autre facteur majeur de fragilité. Le nouvel accord Bâle III est de nature à améliorer la résilience des banques face aux chocs de liquidité. Deux ratios sont proposés dans ce cadre. Le premier est à court terme (30 jours) et vise à s'assurer qu'une banque est en mesure de faire face à un choc de liquidité (un accroissement imprévu des sorties de trésorerie) en recourant à la mobilisation des actifs liquides dont elle dispose. Le second ratio, dit ratio structurel de liquidité, devra être calculé sur un horizon d'un an. Il a pour objet de limiter le risque de transformation et d'éviter une dépendance excessive par rapport au financement interbancaire (à court terme).

¹⁶⁹ D'après le rapport de consultations du FMI (2011), Bank Al-Maghrib a informé les banques commerciales qu'elles ne devraient pas compter excessivement sur ses facilités de refinancement, mais plutôt redoubler d'efforts pour élargir leur base de dépôts. Globalement, les autorités visent un taux d'accès aux services financiers (inclusion financière) de 66 % d'ici à fin 2013.

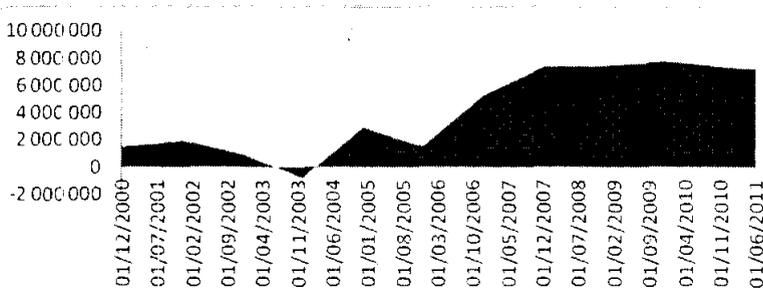
Graphique 11 : L'évolution des certificats de dépôt (en millions de dirhams)



Source: établi par nos propres soins.

L'émission des certificats de dépôts¹⁷⁰ et la capacité d'autofinancement des banques qui représente une assise financière importante en cas de recapitalisation, d'investissement, de provisionnement et de besoin de financement contribuent à l'atténuation d'un choc de liquidité qui apparaît à court terme et s'estompe à long terme.

Graphique 12 : La capacité d'autofinancement des banques (en milliers de dirhams)



Source: établi par nos propres soins.

Dans ce contexte, le système bancaire a maintenu sa résilience, comme le montrent les indicateurs d'activité, de résultats et les normes prudentiels. Par conséquent, l'ensemble de ces éléments, s'ils confirment de nouveau la solidité de l'industrie bancaire, ne doivent pas occulter la nécessité de poursuivre les efforts entrepris en matière de gestion des risques face aux chocs spécifiques ou macro-économique.

¹⁷⁰ Les instruments financiers et les sources de financements sont intégrés dans l'examen du risque global du taux d'intérêt – La robustesse des banques face à des chocs exceptionnels sur le niveau des taux d'intérêt est mesurée en recourant à des exercices de stress tests. Ces stress tests sont menés sur la base d'un reporting standardisé et consistent à quantifier l'impact d'un mouvement de taux de +/- 200 points de base sur le produit net bancaire à 12 mois ainsi que sur la valeur économique des bilans des banques – pour relever l'exposition au risque de révision de taux d'intérêt, risque de déformation de la courbe des taux, risque de base et risque lié aux clauses optionnelles ou aux options cachées.

IV. Conclusion

Face à la montée de certaines vulnérabilités dans le secteur bancaire, cet exercice a mis l'accent sur la hiérarchisation des risques, la consolidation des fonds propres et de la liquidité des établissements ainsi que sur le rehaussement de la qualité de leur gouvernance et le profil de solvabilité. Par ailleurs, l'ensemble de ces conclusions peuvent faire l'objet de paramètres de base pour élaborer des modèles conditionnels et prévisionnels¹⁷¹ dans une perspective d'extension future par l'application à titre d'exemple d'une analyse des créances contingentes¹⁷².

Néanmoins, il est à relever, que les banques marocaines se situent dans une position multidimensionnelle, qui implique une gestion actif-passif dynamique, pour éviter que le resserrement actuel des liquidités et le recours accru aux dépôts ne pèse sur leur activités. En premier lieu, l'utilisation des ressources de marché à travers les certificats de dépôt¹⁷³ aiderait les banques à diversifier leurs ressources et à recourir moins aux dépôts. Les grands déposants¹⁷⁴ ont converti une partie de leurs dépôts à terme en certificats de dépôt, ce qui présente l'avantage pour les banques de stabiliser les échéances des dettes dans la mesure où les grands détenteurs de dépôts à terme ont tendance à retirer leurs fonds avant l'échéance. En deuxième lieu, les banques marocaines disposent d'une technique d'émission des obligations hypothécaires¹⁷⁵ pour remédier au problème du décalage des échéances dans le bilan et en dernier lieu, l'établissement d'une courbe de rendement s'avère nécessaire pour les banques, vu que le Trésor a commencé à étalonner certaines échéances et Bank Al-Maghrib publie les taux de prise en pension pour différentes échéances afin de soutenir cette pratique.

Enfin, la solidité du système bancaire relève principalement du renforcement de l'environnement légal et réglementaire, à travers l'adoption d'un dispositif de surveillance par les risques, dont le contrôle permanent de la banque centrale joue un rôle d'alerte prompt en identifiant les signes précurseurs de dégradation de la situation financière d'une institution bancaire et à recourir aux actions préventives ou correctives. Dans ce sens, les statuts de Bank Al-Maghrib et la loi bancaire font actuellement l'objet d'une révision visant à mettre en place une structure de suivi des risques macro-financiers dans le cadre d'une approche globale de la stabilité financière, notamment dans le cadre de la commission de coordination des organes de supervision du système financier¹⁷⁶. En définitive, ce travail peut être complété par une classification des institutions bancaires¹⁷⁷ sur le plan individuel pour déterminer les banques à caractère systémique.

¹⁷¹ L'approche des ratios financiers est peut être utilisée comme un intrant (input) dans la construction de ces modèles. Par exemple, la mesure de l'efficacité technique des banques et l'évaluation du risque d'insolvabilité.

¹⁷² Les indicateurs issus de l'analyse des créances contingentes offrent plusieurs avantages du point de vue de la surveillance macro-prudentielle par rapport à ceux fondés sur l'information comptable, puisqu'ils exploitent des données prospectives et plus à jour. Ils sont de plus en plus utilisés par les banques centrales et les institutions internationales comme outils de suivi des risques systémiques.

¹⁷³ Bank Al-Maghrib a aussi inclus les certificats de dépôt dans les garanties pouvant être prises en compte pour ses opérations de refinancement, ce qui favorise la liquidité du marché des certificats de dépôt et allonge les échéances de ces titres.

¹⁷⁴ Les entreprises non financières.

¹⁷⁵ La titrisation.

¹⁷⁶ Elle est instituée par les dispositions de l'article 81 de la loi bancaire. Cette commission a continué à renforcer ses outils analytiques et veiller sur la gestion du système de garantie des dépôts.

¹⁷⁷ Selon les recommandations du G20, par type d'actionariat et notations individuelles externes.

V. Références bibliographiques

- Acharya V. V. and Richardson M. (2009). "Restoring financial stability: How to repair a failed system", John Wiley & Sons Edition, New York, 402 p.
- Allegret J. P., Courbis B. et Dulbecco P. (2003), "Intermédiation et stabilité financière dans les économies émergentes", *Revue française d'économie*, Volume 17 – N°4, pp. 213-242, Paris.
- Altman E. I., (1968). "Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy", *Journal of Finance* – N° 23, pp. 589-609, Aldan.
- Amer D. W. (2007). "Financial stability, economic growth, and the role of law", Cambridge University Press, Cambridge, 344 p.
- ATTIJARI Intermédiation (2011). "Le secteur bancaire au Maroc: Un modèle de développement réussi", Direction Analyse et Recherche, Casablanca, 105 p
- Bank Al-Maghrib (2000-2010). "Rapports annuels", Rabat
- Bank Al-Maghrib (2004-2010). "Rapport annuel sur le contrôle, l'activité et les résultats des établissements de crédit", Rabat.
- Banque de France (2008). "Liquidité", numéro spécial 11, *Revue de la stabilité financière*, Paris, 185 p.
- Banque Mondiale (2011), "Financial access and stability: A road map for the Middle East and North Africa", Washington DC, 334 p.
- Basel Committee on Banking Supervision (2011), "Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems", Bank for International Settlements, Basel, 69 p.
- Basel Committee on Banking Supervision (2009). "Strengthening the resilience of the banking sector", Consultative Document, Bank for International Settlements, Basel, 72 p.
- Basel Committee on Banking Supervision (2006), "Basel II: International convergence of capital measurement and capital standards: A revised framework", Bank for International Settlements, Basel, 333 p.
- Barr R.S., and Siems T. F. (1997), "Bank failure prediction via data envelopment analysis", *Interfaces in computer science and operations research*, Kluwer Academic Publishers, pp. 341-366, Boston.
- Barr R.S., Seiford L. M. et Siems T. F. (1994), "Forecasting bank failure: A non-parametric frontier estimation approach", *Recherches économiques de Louvain*, pp. 417-429.
- Beaver W. H. (1966), "Financial ratios as predictors of failure, empirical research in accounting: Selected studies", The Institute of Professional Accounting, University of Chicago, pp. 71-127.
- Bielecki T. R., Brigo D. and Patras F. (2011). "Credit risk frontiers: Subprime crisis, pricing and hedging, CVA, MBS, ratings and liquidity", Bloomberg Press, John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey, 754 p.
- Bessis J. (2002), "Risk management in banking", John Wiley & Sons Ltd (second edition), Baffins Lane, Chichester, West Sussex, England, 792 p.
- Bikker J. A. and Bos J. W. B. (2008), "Bank Performance: A theoretical and empirical framework for the analysis of profitability, competition and efficiency", *Routledge International Studies in Money and Banking*, London, 154 p.
- Bongini P. et al. "Emerging banking systems", *Palgrave Macmillan Studies in Banking and Financial Institutions*, New York, 206 p.
- Bouleau N. (2009), "Mathématiques et risques financiers", les éditions Odile Jacob, Paris, 266 p.
- Bovenzi J.F., Marino J.A. and McFadden F. E. (1983). "Commercial bank failure prediction models", *Economic Review* – N°68, pp. 14-26, Pennsylvania.
- Brealey R. A. et al. (2001), "Bank capital requirements and the control of bank failure, *Financial Stability and Central Banks*", Routledge Edition, pp. 144-163 London.
- Capelle-Blancard G. et Chauveau T. (2002), "L'efficacité technique peut-elle contribuer à l'évaluation du risque d'insolvabilité ? Le cas des banques commerciales Européennes", Université Paris I Panthéon-Sorbonne & CNRS, Paris.
- CGEM et Ministère des Affaires Economiques et Générales (2008), "Code marocain de bonnes pratiques de gouvernance d'entreprise", Rabat, 56 p.

- Cherkaoui K. et Achibane M. (2009), "Le secteur bancaire marocain entre le paradoxe de gestion des risques et d'anticipation d'un risque systémique", Meknès.
- Choudhry M. and Landuyt G. (2010), "The future of finance: A new model for banking and investment", John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey, 198 p.
- Couto R. L. R. (2002), "Framework for the assessment of bank earnings", Financial Stability Institute Award Winning Paper, Bank for International Settlements, Basel.
- Cox D. et al. (2006), "The mathematics of banking and finance", John Wiley & Sons Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex, England, 295 p.
- Davis P. (1995), "Debt, financial fragility, and systemic risk", Clarendon Press Edition, Oxford, 393 p.
- De Bock R. and Demyanets A. (2012), "Bank asset quality in emerging markets: Determinants and spillovers", IMF Working Paper, WP/12/71, Monetary and Capital Markets, Washington DC.
- Estrella A., S. Park et S. Peristiani, (2000), Capital ratios as predictors of bank failure, FRBNY Economic Policy Review, pp. 33-52, New York.
- Fanger D. (2007), "Bank financial strength ratings: Global methodology", Moody's Investors Service, Boston, 37 p.
- Fonds Monétaire Internationale (2005-2011), "Maroc: Consultations au titre de l'article IV", Rapport des services du FMI, Rabat et Washington DC.
- Fonds Monétaire Internationale (2006), "Indicateurs de solidité financière: Guide d'établissement", Washington DC, 297 p.
- Fonds Monétaire Internationale et la Banque Mondiale (2005), "Financial sector assessment: A handbook", World Bank Publications, Washington DC, 459 p.
- Financial Services Authority (FSA, 2008), "Strengthening liquidity standards", Consultation Paper, London, 166 p.
- Gapen M.T., Gray F. D., Lim C. H. and Xiao Y. (2004), "The contingent claims approach to corporate vulnerability analysis: Estimating default risk and economy-wide risk transfer", IMF working paper 04/121, Washington DC.
- Gauthier C. et Lardic S. (2003), "Un modèle multifactoriel des spreads de crédit: Estimation sur panels complets et incomplets", La Documentation française, Economie & prévision – N° 159, pp. 53-69, Paris.
- Gilbert R. A., Meyer A. P. and Vaughan M. D. (2000), "The role of a CAMEL downgrade model in bank surveillance", Working paper. Reserve Federal Bank of Saint-Louis.
- Godlewski C. J. (2003), "Modélisation de la prévision de défaillance bancaire: Une application aux banques des pays émergents", Université Robert Schuman, Strasbourg.
- Goldstein M., Kaminsky G. and Reinhart C. (2000), "Assessing financial vulnerability: An early warning system for emerging markets". Institute for International Economics, Washington DC, 150 p.
- Gray D. and Walsh J. P. (2008), "Factor model for stress-testing with a contingent claims model of the Chilean banking system", IMF working paper 08/89, Washington DC.
- Gregoriou G. N. (2010), "The banking crisis handbook", CRC Press, Taylor & Francis Group, LLC, Danvers, 553 p.
- Groupe de la Banque Africaine de Développement (2009, 2011), "Programme d'Appui au Développement du Secteur Financier – Phase I et II – Maroc", Rabat.
- Haldane A. G. and May R.M. (2011), "Systemic risk in banking ecosystems", Nature, Vol. 469, pp. 351-355, Oxford.
- Hanweck G. A. (1977), "Predicting bank failure", Research Paper in Banking and Financial Economics, Board of governors of the Federal Reserve System, California.
- Huang W. (2007), "Institutional banking for emerging markets: Principles and practice", John Wiley & Sons Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex, England, 247 p.
- Hunjak T. and Jakovčević D. (2001), "AHP based model for bank performance evaluation and rating", ISAHP, Bern.
- Irving Fisher Committee on Central Bank Statistics (2011), "Initiatives to address data gaps revealed by the financial crisis", IFC Bulletin – N° 34, Bank for International Settlements, Basel, 647 p.
- Jaudoin O. (2001), "Une proposition pour améliorer la stabilité: Le provisionnement dynamique", Bulletin de la Banque

de France – N°95, pp. 109-120, Paris.

Jouhari A. (2009). Gouverneur de Bank Al-Magrib, "Le Maroc face à la crise et à l'après-crise". Université Hassan II, Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales, Centre de Recherches « LINKS », Casablanca, 43 p.

Martin D. (1977), "Early warning of bank failure: A Logit regression approach". *Journal of Banking and Finance* – N° 1, pp. 249-276, Boston.

Meyer, P.A. and H.W. Pifer, (1970), "Prediction of bank failures", *Journal of Finance* – N°25, pp. 853-868, Aldan.

Mishkin F. S. (2010), "The economics of money, banking and financial markets", 10th Edition, Pearson, London, 720 p.

Mitchell W.C. (1909), "The decline in the ratio of banking capital to liabilities", *Quarterly Journal of Economics* – N°23, pp. 697-713, Nashville.

OCDE (2011), "Maroc – Stratégie de développement du climat des affaires, Dimension: Accès au financement", Programme MENA – OCDE pour l'investissement, Paris, 78 p.

Pantalone C. C. and Platt M. B. (1987), "Predicting commercial bank failure since deregulation", *New England Economic Review*, Jul/August, pp. 37-47.

Pastré O., Blommesstien H. et Jeffers. E. (2005), "La nouvelle économie bancaire", les éditions Economica, Paris, 240 p.

Peura S. and Jokivuolle E. (2003), "Simulation – based stress testing of banks regulatory capital adequacy", Bank of Finland, Discussion papers, Helsinki.

Santomero A.M. and Vinso J.D. (1977), "Estimating the probability of failure for commercial banks and the banking system", *Journal of Banking and Finance* – N°1, Boston.

Schinasi G. J. (2005), "Safeguarding financial stability: Theory and practice", International Monetary Fund, Washington DC, 328 p.

Sornette D. (2011), "Risk management and governance lessons and prospects from 2007-20XX crisis", D-MTEC, ETH Zürich.

Sornette D. (2009), "Short- and long-term propositions for the financial crisis: Back to the fundamentals", D-MTEC, ETH Zürich.

Sornette D. and Malevergne Y. (2006), "Extreme financial risks: From dependence to risk management", Springer Edition, New York, 312 p.

Standard & Poor's (2008), "S&P to explicitly recognize credit stability as an important rating factor", New York, 6 p.

Textes réglementaires (1996-2011), "Loi bancaire, Arrêtés du Ministre de l'Economie et des Finances, les circulaires du Gouverneur de Bank Al-Magrib, Directives et modificatifs de circulaires", disponibles au site web de Bank Al-Magrib, sous l'onglet supervision bancaire et réglementation prudentielle.

Touhami A. et Solhi S. (2008), "Efficience et productivité des banques commerciales marocaines: Approche non paramétrique", ERF 15^{ème} Conférence, Le Caire.

Trueck S. and Svetozar R. T. (2009), "Rating based modeling of credit risk: Theory and application of migration matrices", Elsevier Inc., California, 266 p.

Quagliariello M. et al. (2009), "Stress-testing the banking system: Methodologies and applications", Cambridge University Press, Cambridge, 329 p.

Van Hoose D. (2010), "The industrial organization of banking: Bank behavior, market structure and regulation", Springer Heidelberg Dordrecht, Berlin, 257 p.

Valla N., Saes-Escorbac B. et Tiesset M. (2006), "Liquidité bancaire et stabilité financière", *Revue de la stabilité financière* – N° 9, Banque de France, pp. 93-110.

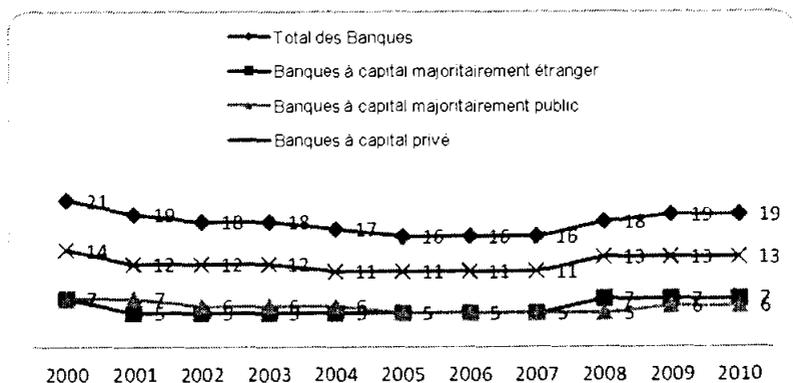
Vartia et al. (2006), "Réglementation des systèmes financiers et croissance économique dans les pays de l'OCDE: Une analyse empirique", *Revue économique de l'OCDE* – N°43, pp. 89-131, Paris.

World Economic Forum (2010-2011), "The financial development report", Davos.

Zenios S. A. and Ziemba W. T. (2007), "Handbook of asset and liability management (volume 2): Applications and case studies", Elsevier Inc, Oxford, 1147 p.

VI. Annexes

Annexe 1. Évolution du nombre des banques résidentes au Maroc (hors banques offshore)



Source: établi par nos propres soins.

Annexe 2. Calendrier de mise en œuvre de Bâle III au niveau du système bancaire marocain

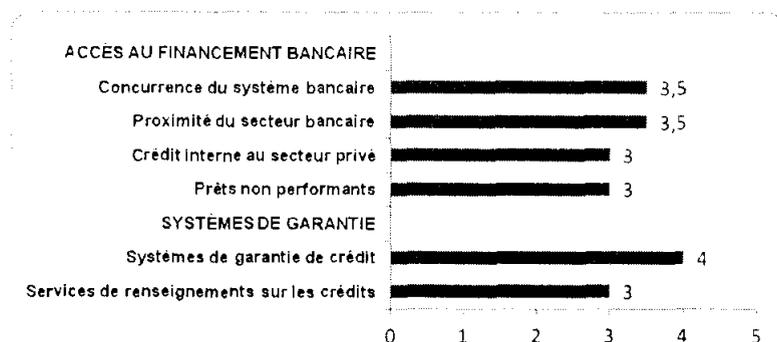
	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Ratio noyau dur	3,50%	4,00%	4,50%	4,50%	4,50%	4,50%	4,50%*
Volant de conservation				0,63%	1,25%	1,88%	2,50%
Ratio Tier 1	4,50%	5,50%	6,00%	6,00%	6,00%	6,00%	6,00%*
Exigences minimales de fonds propres	8,00%	8,00%	8,00%	8,00%	8,00%	8,00%	8,00%*
Exigences minimales de fonds propres et volant de conservation	8,00%	8,00%	8,00%	8,63%	9,25%	9,88%	10,50%
Ratio d'effet de levier	Test et premier reporting					Migration vers pilier 1	3,00%
Ratio de liquidité à court terme			Introduction de la norme				
Ratio de liquidité à long terme						Introduction de la norme	

* En tenant compte du volant de conservation, le niveau du ratio noyau dur, Tier 1 et ratio de

solvabilité s'établissent respectivement à 7%, 8,5% et 10,5%.

Source: Bank Al-Maghrib, rapport Annuel sur le contrôle, l'activité et les résultats des établissements de crédit, exercice 2010, page 18.

Annexe 3. Les scores¹⁷⁸ SDCA relatifs au système bancaire marocain



Source: OCDE (2011), Maroc – Stratégie de développement du climat des affaires (SDCA), Dimension: Accès au financement, page 4.

Annexe 4. Extrait des résultats de l'indice de développement financier établi par les experts du "World Economic Forum" à Davos

Concernant la méthodologie poursuivie par les experts du World Economic Forum, on se réfère à l'annexe A du rapport sur le développement financier 2011, page 31 et conformément aux résultats obtenus, on présente un extrait de cet indice, relatif à l'évaluation du système bancaire marocain, selon un modèle de notation (intrants et sorties).

I. Les intrants :

	2010		2011	
	Rang (sur 57)	Score (1-7)	Rang (sur 60)	Score (1-7)
I. La stabilité du système bancaire marocain	10	5,4	17	4,8
II. Les services bancaires	32	3,6	32	3,7
dont:				
Indice de taille	26	2,9	27	2,9
Indice d'efficience	22	5,4	23	5,6

¹⁷⁸ L'échelle varie de 1 à 5, 1 étant une politique sous-développée ou actions inexistantes ou insuffisantes, par contre, 5 représente une politique active dont les éléments clés sont conformes aux meilleures pratiques internationale.

La communication de l'information financière	46	1,4	51	1,4
III. L'accès aux financements	45	2,9	51	2,6
dont:				
Accès commercial	33	3,5	32	3,5
Accès au détail	33	2,3	43	1,7

2. Les sorties :

		2010		2011		
		Rang (sur 57)	Valeur	Rang (sur 60)	Valeur	
		n/a : non disponible				
I. La stabilité du système bancaire marocain	La fréquence des crises bancaires	11	0,5	11	0,5	
	Indicateur de solidité financière	32	4,0	38	3,0	
	Mesure agrégée de la bulle spéculative immobilière	33	4,6	30	4,9	
	Indice de stress financier	5	0,4	27	-0,6	
	Tier 1 (Ratio de capital)	n/a	n/a	n/a	n/a	
	Les pertes enregistrées lors des crises bancaires	26	11,0	28	11,0	
II. Les services bancaires	Indice de taille	Réserve obligatoire/PIB	29	81,4	24	91,3
		Actif de la banque centrale/PIB	18	2,0	19	1,8
		Total des dépôts/PIB	17	85,9	15	94,9
		M2/PIB	17	102,1	22	84,2
		Crédit privé/PIB	31	69,8	29	79,6
		Dépôts bancaires/PIB	18	85,2	16	93,5
		Instruments du marché monétaire/PIB	26	0,0	28	0,0
	Indice d'efficience	Indicateur de rentabilité agrégée	28	4,4	29	3,7
		Les coûts généraux bancaires	11	1,4	12	1,3
		L'actionnariat publique des banques	33	9,4	34	5,7
		Les coûts bancaires orientés actif	33	2,3	31	2,3
		Les créances en souffrance/total des prêts	28	5,5	34	5,2

	<u>Communication de l'information financière</u>	La couverture privée du bureau de crédit	39	14,0	43	14,6
		La couverture publique du registre de crédit	24	0,0	26	0,0
III. L'accès aux financements	<u>Accès commercial</u>	La sophistication du marché financier	41	4,5	36	4,7
		L'accroissement net du capital	27	3	23	3,3
		La facilité à l'accès au crédit	13	3,7	26	3,8
		Financement par le marché local des actions	21	4,2	24	4,2
		La facilité à l'accès aux prêts	29	3,1	26	3,2
		IDE/PIB	41	2,6	44	1,3
		<u>Accès au détail</u>	La bancarisation	37	26 527,9	39
	Les branches commerciales des banques		40	9,9	41	9,9
	Total des GAB		42	18,6	42	18,6
	Nombre des agences bancaires		31	89,9	33	89,9
	Les comptes d'emprunt des institutions de Microfinance		3	22,6	6	17,5

Source: La traduction des tableaux (les intrants et les sorties) est élaborée par nos propres soins.

Analyse de la transmission des chocs de politique budgétaire au Maroc

Kamal LAHLOU

*Université Mohammed V- Agdal, Faculté des Sciences Juridiques,
Economiques et Sociales Rabat
kamalahlou@gmail.com*

RESUME

L'objectif du présent article est d'analyser l'impact des chocs budgétaires sur l'activité économique au Maroc. Pour ce faire, une première section s'est attelée à présenter succinctement les débats théoriques autour de la question de l'efficacité de la politique budgétaire. Par la suite, quelques travaux empiriques dont les préoccupations sont semblables à la présente étude ont été exposés. Enfin, les résultats du modèle SVAR ont conclu à un impact positif d'une politique budgétaire expansionniste sur la croissance et la consommation des ménages au Maroc.

Mots clés: *politique budgétaire, activité économique, modélisation SVAR*

Classification JEL : *E62, H 30*

ABSTRACT

The objective of this paper is to analyze the impact of fiscal shocks on economic activity in Morocco. Thus, a first section focused on a brief presentation of the theoretical debates around the question of the effectiveness of fiscal policy. Subsequently, few empirical studies whose concerns are similar to this study were exposed. Finally, the results of SVAR model concluded that a positive impact of an expansionary fiscal policy on growth and household consumption in Morocco.

Key words: *fiscal policy, economic activity, SVAR modelisation*

JEL classification : *E62, H 30*

INTRODUCTION

La politique budgétaire pourra-t-elle stimuler l'activité sans détériorer les équilibres macroéconomiques? La réponse à cette interrogation a favorisé l'émergence de deux cadres théoriques épistémologiquement opposés. D'un côté, les travaux de Keynes ont considéré l'Etat, suite à la crise de 1929, comme un acteur majeur dans la création de la croissance et la redistribution des richesses. En revanche, le courant libéral, renforcé par la crise pétrolière des années 1970, a remis en cause les certitudes keynesiennes en privilégiant le cantonnement de l'Etat à la fonction de simple régulateur.

Néanmoins et après les effets néfastes provoqués par la dernière crise économique de 2007, un consensus semble actuellement émerger quant à l'importance du déficit budgétaire en tant qu'instrument entre les mains de l'Etat pour continuer à honorer ses engagements, à savoir la stimulation de l'activité économique et la mise en œuvre des programmes visant à améliorer le bien-être social.

Ceci étant, un déficit budgétaire conséquent risque de porter atteinte à l'activité économique, à l'instar de la phase délicate que traversent les économies européenne et américaine ces dernières années, comme il peut constituer un fardeau de dette pour les générations futures qui verront leurs taux d'impositions croître profusément.

D'un autre côté et au-delà des débats théoriques et institutionnels, les réflexions sur cette question pour un pays émergent comme le Maroc renferme une autre dimension. En effet, comment peut-on minimiser le rôle de la politique budgétaire en la présence de déficits non négligeables en matière d'infrastructure de base à caractère socio-économique ?

L'objectif du présent article est d'analyser l'impact des chocs budgétaires sur l'activité économique au Maroc. Pour ce faire, une première section reviendra brièvement sur les débats théoriques autour de cette thématique. Dans une deuxième section, les différentes approches empiriques, développées en vue d'identifier les délais de transmission et l'envergure de ces chocs, seront présentées. Enfin, la troisième et dernière section reviendra sur les résultats du modèle SVAR utilisé à cette fin.

1. FONDEMENTS THEORIQUES

Les travaux théoriques traitant de la thématique de la transmission des chocs de politique budgétaire aux différents agrégats macroéconomiques se sont généralement attachés à décrire les poids et les signes des multiplicateurs budgétaires. L'objectif étant de savoir dans quelle mesure une politique budgétaire expansionniste peut stimuler ou restreindre l'activité économique.

Globalement, la littérature théorique permet de distinguer deux types d'approches. La première se focalise sur les politiques budgétaires visant à agir sur la demande globale, tandis que la seconde approche porte son attention essentiellement sur les répercussions du creusement du déficit public sur l'offre agrégée.

1.1- Les politiques budgétaires axées sur la demande

Considérés comme le remède à la dépression économique qui a frappé la production mondiale durant les années 30, les travaux de Keynes (1936) présentent certainement la référence en matière de politiques publiques axées sur la demande. Ainsi, en assumant une rigidité des prix et un sous

emploi des capacités productives, le modèle Keynésien classique assume que le niveau de la production totale d'une économie est déterminé dans une grande mesure par la demande agrégée.

Dans ce cadre d'analyse, le multiplicateur budgétaire est égal à l'unité lorsqu'une augmentation des dépenses est tempérée par une hausse des taxes. En revanche, ce dernier excède l'unité dans un contexte de réactivité significative de la consommation par rapport au revenu courant et quand l'augmentation des dépenses est plus importante que l'accroissement de l'imposition.

Parallèlement, les extensions du modèle Keynésien de base ont mis la lumière sur les effets d'éviction induits par les variations des taux d'intérêts et du taux de change et qui peuvent, in fine, impacter l'intensité des multiplicateurs. Néanmoins, les auteurs de ces extensions n'ont pas remis totalement en cause l'effectivité de la politique budgétaire car si les effets d'éviction risquent d'affecter la vigueur des multiplicateurs, leurs signes demeurent inchangés.

Ainsi, dans le modèle IS/LM standard, l'investissement privé dépend négativement des taux d'intérêts, par conséquent, une politique budgétaire expansionniste peut conduire vers une hausse des taux d'intérêts, en lien avec la pression qu'exerce le trésor public sur le marché bancaire, et réduire par là l'investissement privé.

Par ailleurs, dans une économie ouverte (IS/LM/BP), la hausse des taux d'intérêts, qui suit généralement une politique budgétaire expansionniste, encourage les entrées de capitaux à la recherche d'une meilleure rentabilité et favorise ainsi l'émergence d'une appréciation du taux de change. Dans pareils contextes, la détérioration du compte courant peut dans une certaine mesure contrebalancer l'accroissement de la demande privé domestique.

À noter que les effets d'évictions engendrés par les mouvements du taux d'intérêt et du taux de change sont influencés par certains mécanismes du modèle IS/LM :

Les déterminants de l'investissement privé : l'éviction est plus importante si l'investissement privé est très sensible aux taux d'intérêts. Toutefois, quand l'investissement est une fonction croissante du revenu courant, le multiplicateur budgétaire peut s'avérer très important malgré l'effet d'éviction causé par la hausse des taux d'intérêts.

La demande de monnaie et le déficit public : les effets d'évictions liés à l'accroissement des taux d'intérêt dépendent en grande partie de la relation demande de monnaie, taux d'intérêts et revenus. Ainsi, moins la sensibilité de la demande de monnaie aux variations des taux est significative, plus elle l'est pour le revenu et plus l'effet d'éviction est important. Cependant, la hausse des taux d'intérêts peut être compensée par une politique monétaire accommodante.

Ouverture et régime de change : les poids des multiplicateurs fiscaux dépendront dans une grande mesure de la nature du régime de change (fixe vs flexible). En effet, dans une économie ouverte adoptant un régime de change flexible, la hausse des dépenses publiques engendrera une hausse des taux d'intérêts et donc une appréciation du taux de change, laissant entrevoir ainsi un multiplicateur quasiment nul. A l'opposé, la politique budgétaire demeure effective dans une économie ouverte caractérisée par un régime de change fixe, vu que l'augmentation des dépenses publiques provoque une légère hausse des taux d'intérêts qui est généralement modérée par un accroissement de l'offre de monnaie.

La flexibilité des prix : en vertu des modèles néo-keynésiens, la flexibilité des prix, même très limitée à court terme, a tendance à affaiblir les multiplicateurs et à diminuer l'influence du régime de change. En effet, dans une économie fermée, une expansion fiscale peut conduire à une hausse significative de l'inflation restreignant ainsi, à court terme, la progression de la demande globale.

Dans une économie ouverte adoptant un régime de change flexible, l'effet d'éviction dépendra de la sensibilité des prix locaux suite aux variations du taux de change. De ce fait, l'effet d'éviction sera moins important que dans une économie aux prix rigides vue que l'appréciation du taux de change sera accompagnée par une baisse des prix.

Enfin, avec un régime de change fixe, le compte courant pourrait connaître une détérioration en réponse à la hausse des prix. Cette accélération de l'inflation est généralement provoquée par une réelle appréciation du taux de change, découlant ainsi sur un effet d'éviction plus amplifié comparativement à une économie avec des prix rigides.

Les effets de richesse : les variations des taux d'intérêts, du taux de change et des prix peuvent aussi favoriser la manifestation d'effets d'évictions à travers le canal des effets de richesse, particulièrement, si la consommation dépend fortement de la richesse actuelle. En effet, une hausse des taux d'intérêt suivie par une appréciation du taux de change concourrait à réduire la valeur nominale des actifs financiers et des avoirs en devises. Ces évolutions impacteront par la suite la demande globale puisque la consommation des ménages et des firmes emprunteurs serait impacter en lien avec la dépréciation de leurs patrimoines.

En somme, la transmission des chocs budgétaires doit être analysée en prenant en considération le temps que ne nécessitent les effets d'évictions pour s'affirmer. Ainsi, plus ces effets interviennent avec un certain décalage temporel, plus la politique budgétaire est efficace à très court terme. Ce raisonnement confère à la boucle prix-salaires, facteur très influant dans la rapidité de la hausse des prix, ainsi qu'à la sensibilité de la balance commerciale suite aux évolutions des prix des importations et des exportations, un rôle majeur dans la détermination du poids des multiplicateurs fiscaux particulièrement à court terme.

Malgré le succès notable qu'ont connu les travaux de Keynes et les modèles qui s'en ont inspiré, un courant alternatif (ou complémentaire) a émergé durant les années 70 sous l'hégémonie des nouveaux classiques. Les partisans de ce courant ont essentiellement mis l'accent sur les effets non keynésiens de la politique budgétaire et particulièrement sur l'absence de fondements microéconomiques dans les modèles keynésiens.

Les anticipations rationnelles : contrairement aux modèles keynésiens qui supposent que les agents économiques se comportent selon des anticipations à caractère adaptative, les modèles développés par les nouveaux classiques intègrent une vision prospective qui lie les ajustements opérés par les agents économiques aux anticipations futures (rationnelles).

Dans ce cadre d'analyse, les effets à long terme de la politique budgétaire deviennent décisifs même à court terme, impliquant ainsi que la distinction entre les politiques budgétaires temporaires et les politiques budgétaires permanentes est importante. En d'autres termes, si les politiques budgétaires temporaires de relance ne peuvent pas influencer les anticipations des agents économiques, les politiques budgétaires de long terme incitent les agents économiques à conjecturer une hausse des taux d'intérêt et une appréciation du taux de change.

L'équivalence ricardienne : les modèles keynésiens se basent généralement sur une forte corrélation positive entre la consommation et le revenu courant. Toutefois, dans un contexte où les agents économiques sont ricardiens, ces derniers adoptent une vision prospective et donc consciencieuse de la contrainte intertemporelle du gouvernement. Ainsi, les politiques budgétaires expansionnistes les poussent à anticiper des hausses futures des taxes ce qui laisse présager que la consommation restera stable à cause du phénomène de lissage.

Primes de risque, crédibilité et incertitudes : les primes de risque sur les taux d'intérêt présentent un important canal par lequel l'accumulation de la dette publique pourrait affecter l'efficacité des politiques budgétaires de relance. En effet, sachant que les primes de risque sur les taux d'intérêts renseignent sur les probabilités de non remboursement du gouvernement et d'accélération de l'inflation, la confiance des agents économiques en la capacité du gouvernement à préserver la soutenabilité de la dette publique est primordiale vue que les primes de risque et les taux d'intérêts auront tendance à augmenter, favorisant ainsi l'émergence d'un effet d'éviction taux d'intérêts. De même, si les politiques budgétaires sont accompagnées par un accroissement des incertitudes, les agents économiques auront tendance à augmenter leur épargne et reporter ainsi les investissements.

En somme, le comportement des agents économiques en matière de consommation et d'investissement est conditionné, dans une grande mesure, par l'environnement économique et par leur confiance en la crédibilité des politiques économiques.

1.2- Les politiques budgétaires axées sur l'offre

Pour les néoclassiques, les effets sur la demande de la politique budgétaire sont inexistant quand l'économie est en plein emploi. Ils avancent que la politique budgétaire expansionniste pourrait induire à des effets d'éviction et donc n'aurait pas un impact positif sur la croissance économique. Cela est justifié par le fait que des déficits publics élevés seront à l'origine de la hausse des taux d'intérêt découlant sur une dépression de la demande privée agrégée.

Après avoir souligné les limites des effets de demande de la politique budgétaire, les néoclassiques ont avancé que les effets de l'offre ne sont important qu'à long terme. Ils avancent ainsi que les contraintes sur les capacités de la production ne peuvent être éliminées qu'à travers la stimulation de l'offre. Ces derniers peuvent avoir également un impact sur la demande à court terme en raison des anticipations laissant entrevoir une hausse de la croissance à long terme. Dans ce cadre, l'augmentation des dépenses publiques ou la réduction des impôts à court terme pourraient croître les multiplicateurs budgétaires.

Une certaine attention a été accordée aussi aux facteurs qui affectent le potentiel de l'efficacité de la politique budgétaire à court terme. Parmi ces facteurs on trouve les effets de la variation de l'impôt sur le revenu, l'offre du travail, les effets de la variation des impôts sur le capital, l'épargne et l'investissement.

Cette question de l'offre a pris également une place importante dans le modèle théorique des nouveaux classiques. Globalement, ce modèle démontre que les fluctuations de l'activité économique sont dues à des chocs d'offre et non aux variations des agrégats de la demande. Lucas (1975) et Sargent et Wallace (1975), ont souligné que seules les politiques non anticipées pourraient avoir un impact sur la croissance économique à travers l'offre, alors que les politiques anticipées ne l'affecteront ni à court terme ni à long terme.

Le facteur institutionnel : l'efficacité de la politique budgétaire est liée à des facteurs d'économie politique. La réaction de la politique budgétaire nécessite des délais de transmission. Ces délais sont définis comme étant le temps nécessaire entre la prise de décisions budgétaires et le choix des instruments appropriés pour les réaliser. Ces délais peuvent être longs dans le cas des décisions discrétionnaire ou courts dans le cas de la réaction contra-cyclique des stabilisateurs automatiques. Ils peuvent aussi dépendre du processus institutionnel et de la gestion budgétaire.

Alesina et Perrotti (1995) ont démontré que la persistance de déficits budgétaires pourra être due à certains facteurs d'économie politique qu'ils ont mentionné comme suit :

- certains gouvernements préfèrent de garder des déficits budgétaires même dans le cas où ils ont réalisé des excédents ;
- certains décideurs politiques pourront décider de transférer le fardeau de la dette sur les générations futures ;
- l'accumulation de la dette constituera pour certains décideurs politiques une mesure qui affaiblira la marge de manœuvre des prochains gouvernements ;
- la pression des lobbies pourra retarder l'ajustement budgétaire ;
- certains gouvernements pourront écarter l'idée d'austérité budgétaire et laisser leurs dépenses augmentées.

2. LITTÉRATURE EMPIRIQUE

L'examen de la littérature empirique consacrée à l'identification des effets des chocs budgétaires sur l'activité économique révèle l'émergence de trois approches. La première est communément appelée narrative. La deuxième est économétrique vu qu'elle procède par l'estimation des modèles SVAR. Alors que la troisième se base sur les modèles macroéconomiques structureaux (DSGE).

S'agissant de la première approche, elle vise à isoler les chocs budgétaires à travers l'identification historique des changements de la politique budgétaire (réformes fiscales, programmes annoncés de variation des dépenses). Une fois ces chocs sont identifiés, leurs effets seront estimés soit dans un modèle dynamique univarié (Ramey et Shapiro, 1998, Romer et Romer, 2007) ou dans un modèle multi varié (Burnside et al, 2004, et Ramey, 2007). En adoptant cette approche, Romer et Romer (2010) ont essayé d'examiner l'impact des variations fiscales sur l'activité économique aux États-Unis¹⁷⁹. Leurs analyses soulignent qu'il existe trois types de variations, celles liées aux modifications législatives, celles liées aux conditions économiques et celles qui sont exogènes. En outre, ils montrent que les augmentations des taxes suite à des changements exogènes ont un effet très restrictif vu qu'une hausse des taxes de 1% engendre une baisse de 3% du PIB réel.

D'autres études ont été réalisées, mais cette fois-ci en utilisant des modèles économétriques. En effet, Blanchard et Perotti (2002) font référence aux modèles SVAR pour examiner les effets dynamiques des changements des dépenses publiques et des taxes sur le PIB aux États-Unis. Leurs résultats indiquent que le multiplicateur des dépenses est proche de l'unité (0.9) tandis que le multiplicateur fiscal est à l'ordre de 0.7. En revanche, Mountford et Uhlig (2009) ont souligné que

¹⁷⁹ Valerie A. Ramey et Matthew D. Shapiro (1998) et Ramey (2008) ont utilisé l'approche narrative pour évaluer les effets des variations des dépenses publiques sur l'activité économique.

ces multiplicateurs sont respectivement de l'ordre de 0.6 et de 0.3. Ils ont conclu par la suite que la politique budgétaire la plus efficace est celle qui se base sur le financement des déficits par la réduction des impôts¹⁸⁰. Cependant, Perroti (2004) a avancé qu'il n'existe aucune certitude quant à l'impact plus accentué de la réduction des par rapport à une augmentation des dépenses. Il a trouvé également que le multiplicateur des dépenses est supérieur à l'unité aux Etats-Unis durant les années 1970.

Dans la même lignée, Ilzetzki, Mendoza et Vegh (2009) ont concentré leurs travaux sur la relation liant la taille des multiplicateurs et les caractéristiques de l'économie étudiée. Dans leur étude qui a englobé 44 pays, ils ont constaté qu'à court terme, la consommation publique affecte d'une manière faible l'activité économique. A moyen et à long terme, cet effet devient à la fois plus important et plus dépendant des caractéristiques de l'économie. Dans les économies fermées ayant adopté un régime de change fixe, l'effet de l'augmentation des dépenses publiques est plus important à long terme. En revanche, cet effet reste non significatif chez les économies ouvertes adoptant un régime de change flexible. En outre, ils soulignent que cet effet pourra être contreproductif dans le cas des pays très endettés.

Sur le même registre, des travaux empiriques récents font particulièrement usage des modèles TVP (Times Varying Parameters) qui permettent d'analyser la variation au cours du temps des effets des chocs budgétaires sur l'activité économique¹⁸¹. En appliquant cette nouvelle approche sur le cas des Etats-Unis, Manuel et Artur (2010) trouvent que l'efficacité de la politique fiscale a fortement diminué au cours de la période allant de 1965 à 2009, alors que celle axée sur les dépenses n'a diminué que légèrement. Par ailleurs, Markus, Jacopo et Sebastian (2010) montrent que les effets des chocs des dépenses publiques sur l'activité dans la zone euro vont augmenter jusqu'à la fin des années 80, avant de diminuer par la suite. Ils soulignent également qu'à long terme les multiplicateurs des dépenses publiques ont tendance à fortement baisser.

S'agissant de la troisième approche qui repose sur les modèles DSGE. L'étude réalisée par Coenen et Straub (2004) fait certainement partie des travaux précurseurs qui ont analysé, à l'aide de ces modèles, l'impact des chocs budgétaires sur les agrégats macroéconomiques. Ainsi, en s'inspirant du modèle séminal développé par Smets et Wouters (2003) et en intégrant dans la structure de ce modèle des ménages non ricardien, les différentes simulations effectuées sur les pays de la Zone euro ont démontré qu'une augmentation de 1% (rapportée au PIB à l'état stationnaire) des dépenses gouvernementales engendre globalement une baisse quasi instantanée de la consommation, celle-ci atteint son creux au bout de 10 trimestres avant de commencer à afficher une allure ascendante. L'investissement exhibe la même évolution vue qu'il observe une chute immédiate suite à l'accroissement des dépenses budgétaires. A l'instar de la consommation, l'investissement connaît un redressement progressif à partir du 10ème trimestre avant d'atteindre son Etat stationnaire après 40 trimestres.

Toutefois, les réactions affichées par le salaire réel et les heures travaillées ne s'inscrivent pas dans la même tendance. En effet, le salaire réel connaît une progression ascendante durant les 10 premiers trimestres avant de revenir vers son état stationnaire au 20ème trimestre. De même, les heures travaillées observent une augmentation instantanée bien que celle-ci reste plus modéré par

¹⁸⁰ Dans cette étude, Mountford et Uhlig (2009) n'ont pas imposé des restrictions sur les réponses du PIB, de la consommation privée, de l'investissement, aux chocs de la politique budgétaire.

¹⁸¹ Ce modèle a été utilisé dans un nombre relativement important de travaux sur la politique monétaire (Par exemple Cogley et Sargent (2001), Cogley et Sargent (2005), Primiceri (2005)). Alors que les études sur la politique budgétaire ne sont pas abondantes (Par exemple Kirchner et al. (2010).

rapport au salaire réel vue qu'elles arborent aussitôt une allure baissière jusqu'à ce qu'elles atteignent leur état d'équilibre à partir du 30ème trimestre. Par ailleurs, à l'issue de l'accroissement des dépenses gouvernementales des effets d'éviction ont été relevés puisque les taux d'intérêts nominaux ont observé une hausse immédiate qui a duré 5 trimestres. Les prix et le coût marginal réel ont également connu une progression positive vue que le choc budgétaire réalisé dans le cadre de ces simulations s'est traduit par une hausse instantanée de l'inflation et du coût marginal réel. Ce surcroît a atteint son pic pour les deux variables aux environs du 5ème trimestre. Enfin, l'output gap s'est naturellement creusé dans ces conditions, bien que l'accroissement des capacités non utilisées n'ait duré que 3 trimestres, soulignant ainsi que les politiques budgétaires expansionnistes au sein de la Zone euro peuvent avoir des effets contractionnistes à moyen terme sur l'activité économique.

Après la crise qui a secoué l'économie mondiale en 2008 et les gigantesques plans de sauvetage qui en ont découlé, la transmission des chocs budgétaires a commencé de nouveau à occuper une place importante dans la littérature économique. Ainsi, une étude réalisée par Furceri et Mourougane en 2010 a démontré à l'aide d'un modèle DSGE, avec bons du Trésor endogènes, qu'une augmentation temporaire des dépenses publiques (égale à 1% PIB) se traduit par une hausse instantanée de la production globale. Par la suite, celle-ci commence à fléchir pendant les 10 trimestres qui suivent avant de revenir à son niveau d'équilibre progressivement. De même, la demande de travail affiche un accroissement notable dès l'avènement de la politique budgétaire expansionniste et l'impact de cette dernière demeure positif plusieurs trimestres. La consommation, quant à elle, observe une croissance immédiate suite à un choc budgétaire, néanmoins, l'effet s'estompe après quelques trimestres (entre 1 et 3) pour laisser place à une évolution relativement défavorable.

Bien que cette étude ait démontré que les politiques budgétaires expansionnistes peuvent avoir des répercussions favorables sur l'activité, les effets d'éviction demeurent toujours très présents vue que l'investissement arbore instantanément une tendance baissière durant les 5 premières trimestres qui suivent le choc budgétaire. L'inflation connaît aussi une hausse pendant les 3 premiers trimestres qui suivent l'accroissement des dépenses publiques découlant ainsi sur une baisse du salaire réel de l'économie.

Enfin, cette revue de littérature empirique consacrée aux travaux utilisant les modèles DSGE sera clôturée par la présentation des résultats d'une étude menée par Stähler et Thomas (2011). Ainsi, comparativement aux modèles développés auparavant pour la Zone euro, celui-ci propose, notamment, un niveau avancé de désagrégation des dépenses gouvernementales à travers la distinction explicite entre les investissements publics, les achats publics et les évolutions salariales dans la fonction publique.

Au niveau des résultats, les auteurs ont montré que suite à une baisse permanente des achats publics la production, l'investissement, les taux d'intérêts nominaux et l'inflation connaissent une baisse immédiate qui persiste durant les 3 trimestres qui suivent ce choc. Aussi, la consommation semble afficher une faible réactivité tandis que le taux de chômage observe une hausse significative. Une baisse permanente de la demande d'emploi du secteur public impacte, quant à elle, positivement la production, la consommation privée, le taux de chômage (hausse du nombre de demandeurs d'emploi) et les taux d'intérêts. Par contre, ce choc impacte négativement l'investissement et l'inflation. Sur le même registre, une réduction permanente des salaires dans la fonction publique a peu d'effets sur la production et la consommation privée. En revanche, elle se répercute négativement sur l'investissement, le chômage, l'inflation et les taux d'intérêt nominaux. Les

dernières simulations se sont intéressées à l'analyse des retombés d'une réduction permanente de l'investissement public sur quelques agrégats macroéconomiques. De ce fait, si la consommation privée semble afficher, une fois encore, une faible réactivité, la production, l'investissement privé, l'inflation et les taux d'intérêts nominaux affichent une baisse quasi instantanée qui dure pratiquement 3 trimestres. Le chômage quant à lui exhibe une hausse fulgurante dont le pic est atteint également après 3 trimestres.

3. ETUDE EMPIRIQUE

3.1 Modèle SVAR

Afin d'examiner les effets des chocs budgétaires sur l'activité économique et la consommation au Maroc, l'approche adoptée se base sur l'estimation d'un modèle SVAR permettant d'identifier les chocs structurels qui affectent le modèle de forme réduite (VAR) grâce aux restrictions imposées sur les chocs à long terme¹⁸².

L'identification de ces chocs structurels ne peut être réalisée qu'à travers l'estimation d'un modèle VAR sous une forme structurelle qui s'écrit de la manière suivante :

$$AY_t = B_1Y_{t-1} + \dots + B_pY_{t-p} + U_t \quad (1)$$

Où Y_t est le vecteur des variables endogènes, qui est constitué du PIB réel, de la consommation privée, des recettes publiques et des dépenses totales. A est une matrice de taille (n,n) représentant les relations de simultanéité entre les Y_t . U_t représente le vecteur des chocs structurels, qui sont supposés être normalement et indépendamment et identiquement distribués. Ils sont également orthogonaux.

La présentation de ce modèle sous une forme réduite est donnée par :

$$Y_t = A^{-1}B_1Y_{t-1} + \dots + A^{-1}B_pY_{t-p} + A^{-1}U_t \quad (2)$$

$$Y_t = C_1Y_{t-1} + \dots + C_pY_{t-p} + A^{-1}U_t \quad (3)$$

Ainsi, le modèle VAR a une forme standard qui peut s'écrire comme suit :

$$Y_t = \varphi_1Y_{t-1} + \dots + \varphi_pY_{t-p} + A^{-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

$$\text{var}(\epsilon_t) = \Sigma$$

D'après les équations (3) et (4) on a :

$$\hat{\varphi}_i = C_i = A^{-1}B_i \text{ avec } i=1, \dots, p$$

$$\hat{\epsilon}_t = A^{-1}U_t \quad (5)$$

La matrice des variances covariances est donnée :

$$\text{var}(\hat{\epsilon}_t) = A^{-1}\text{var}(U_t)(A^{-1})$$

¹⁸² Les restrictions sont tirées de la théorie économique et des spécificités du domaine examiné.

$$\bar{\Sigma} = A^{-1} \Omega (A^{-1})'$$

$$A \bar{\Sigma} A' = \Omega$$

D'après l'équation (5), le vecteur des innovations du modèle VAR est une combinaison linéaire des innovations structurelles. Ainsi, la spécification de la matrice A permet d'identifier les chocs structurels ainsi que la matrice B.

3.2 Identification des restrictions

Sur la base de la théorie économique et de certaines études empiriques notamment celles de Blanchard et Perotti (1999), Hoepfner (2001) et de Matthiass Mohr (2003), les restrictions suivantes¹⁸³ seront introduites:

$$\begin{bmatrix} 1 & C_{12} & C_{13} & C_{14} \\ 0 & 1 & C_{23} & C_{24} \\ -0.9 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_Y \\ e_C \\ e_R \\ e_D \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} U_Y \\ U_C \\ U_R \\ U_D \end{bmatrix}$$

La première ligne de la matrice A traduit la réponse du PIB suite aux chocs de la consommation, des recettes et des dépenses finales de consommation des ménages. Sur cette ligne on n'impose aucune restriction. Or, sur la deuxième ligne traduisant la réaction des dépenses finales de consommation des ménages, cette dernière ne réagit pas instantanément face à un choc sur le PIB. Sur la ligne trois, l'élasticité des recettes fiscales par rapport au PIB au Maroc est supposée proche de l'unité (0.9)¹⁸⁴. Ensuite, on retient que les recettes fiscales ne réagissent pas instantanément suite à un choc sur les dépenses publiques. Finalement, on considère que la réaction des dépenses publiques suite à un choc du PIB n'est pas instantanée, et que leurs réactions face aux différents chocs macroéconomiques ne se réalisent pas dans la même période.

3.3 Données

Sur la base des données annuelles du PIB, de la consommation privée, des recettes fiscales et des dépenses totales sur la période allant de 1970 à 2010¹⁸⁵, l'approche SVAR a été adoptée pour examiner les effets des chocs budgétaires sur l'activité économique et sur les dépenses de consommation finale des ménages au Maroc.

Les résultats des tests de racine unitaire (ADF et PP) indiquent que les variables du modèle sont stationnaires en différence première mais une fois détrendées à l'aide du filtre HP elles affichent une stationnarité en niveau.

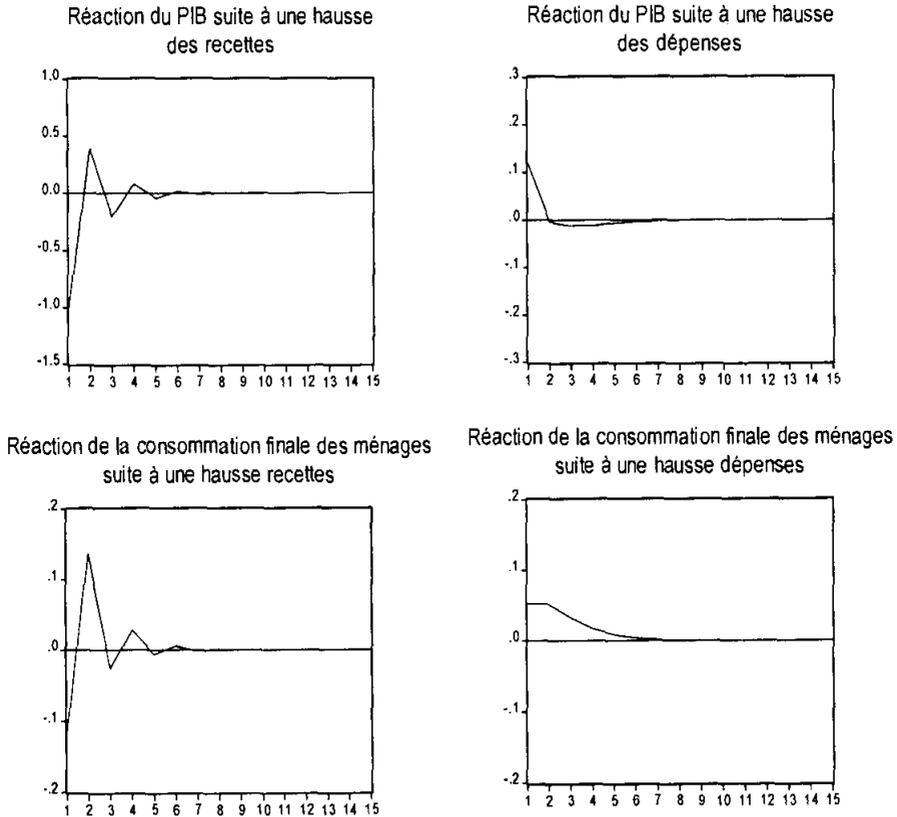
¹⁸⁴ Cette élasticité est tirée d'un rapport publié en décembre 2006 par le ministère des Finances et des privatisations. Sur ce rapport on trouve que l'élasticité des recettes fiscales par rapport au PIB a été de l'ordre de 0.9 sur la période allant de 1990 à 1995 et 1.1 entre 1996 à 2005. Nous avons fait des simulations avec une élasticité de 0.9, de 1 et de 1.1. Les meilleurs résultats ont été trouvés avec 0.9.

¹⁸⁵ Les différentes variables doivent être exprimées en terme réel.

3.4 Résultats de l'estimation

En vertu du cadre théorique exposé dans la présente étude, deux cas de figures peuvent se présenter à l'issu des estimations économétriques effectuées à l'aide du modèle SVAR. En effet, une réaction positive du PIB et de la consommation finale des ménages, suite à un accroissement des dépenses publiques, augure de la présence d'une élasticité positive et significative entre la politique budgétaire et l'activité économique. En revanche, une réponse négative ou chimérique de la production agrégée et de la consommation laisse présager que les agents économiques marocains se caractérisent par un comportement ricardien d'où la quasi inefficacité de la politique budgétaire.

Graphique n° 1 : réponses structurelles suite à un choc égal à un écart type



Ainsi, les fonctions de réponse impulsionnelles (voir graphique n°1) montrent que, suite à un choc positif normalisé d'un écart type sur les dépenses publiques, le PIB s'accroît instantanément durant la première année. Si le choc sur le PIB s'estampe complètement à l'issu de la deuxième année, la consommation finale des ménages exhibe une progression positive durant les deux premières

années et l'effet du choc ne s'annule qu'après six ans.

En revanche, une hausse des recettes publiques induit globalement vers une contraction de l'activité économique vue que le PIB et la consommation finale des ménages observent une baisse (plus accentuée sur le PIB que sur la consommation) durant les deux premières années qui suivent le choc sur les recettes. En dépit de l'accroissement du PIB et de la consommation durant la troisième année le retour vers l'état stationnaire est observé au bout de cinq ans.

CONCLUSION

L'objectif du présent article est d'analyser l'impact des chocs budgétaires sur l'activité économique au Maroc. Pour ce faire, une première section s'est attelée à présenter succinctement les débats théoriques autour de la question de l'efficacité de la politique budgétaire. Ainsi, il en ressort que l'efficacité de la politique budgétaire est étroitement liée au comportement et aux anticipations des agents économiques quant aux répercussions à moyen terme d'un creusement du déficit public sur les taux d'intérêt, les prix et les taux d'imposition.

Par la suite, quelques travaux empiriques dont les préoccupations sont semblables à la présente étude ont été exposés. Globalement, les résultats font état d'une transmission mitigée en fonction de la période étudiée, des économies et du degré de sophistication de la méthode utilisée.

Enfin, les résultats du modèle SVAR proposé dans le cadre de cette étude ont conclu à un impact positif d'une politique budgétaire expansionniste sur la croissance et la consommation des ménages au Maroc. En effet, suite à un choc positif normalisé d'un écart type sur les dépenses publiques, le PIB s'accroît instantanément durant la première. Si le choc sur le PIB s'estompe complètement à l'issue de la deuxième année, la consommation finale des ménages exhibe une progression positive durant les deux premières années et l'effet du choc ne s'annule qu'après six ans.

En revanche, une hausse des recettes publiques induit globalement vers une contraction de l'activité économique vue que le PIB et la consommation finale des ménages observent une baisse (plus accentuée sur le PIB que sur la consommation) durant les deux premières années qui suivent le choc sur les recettes.

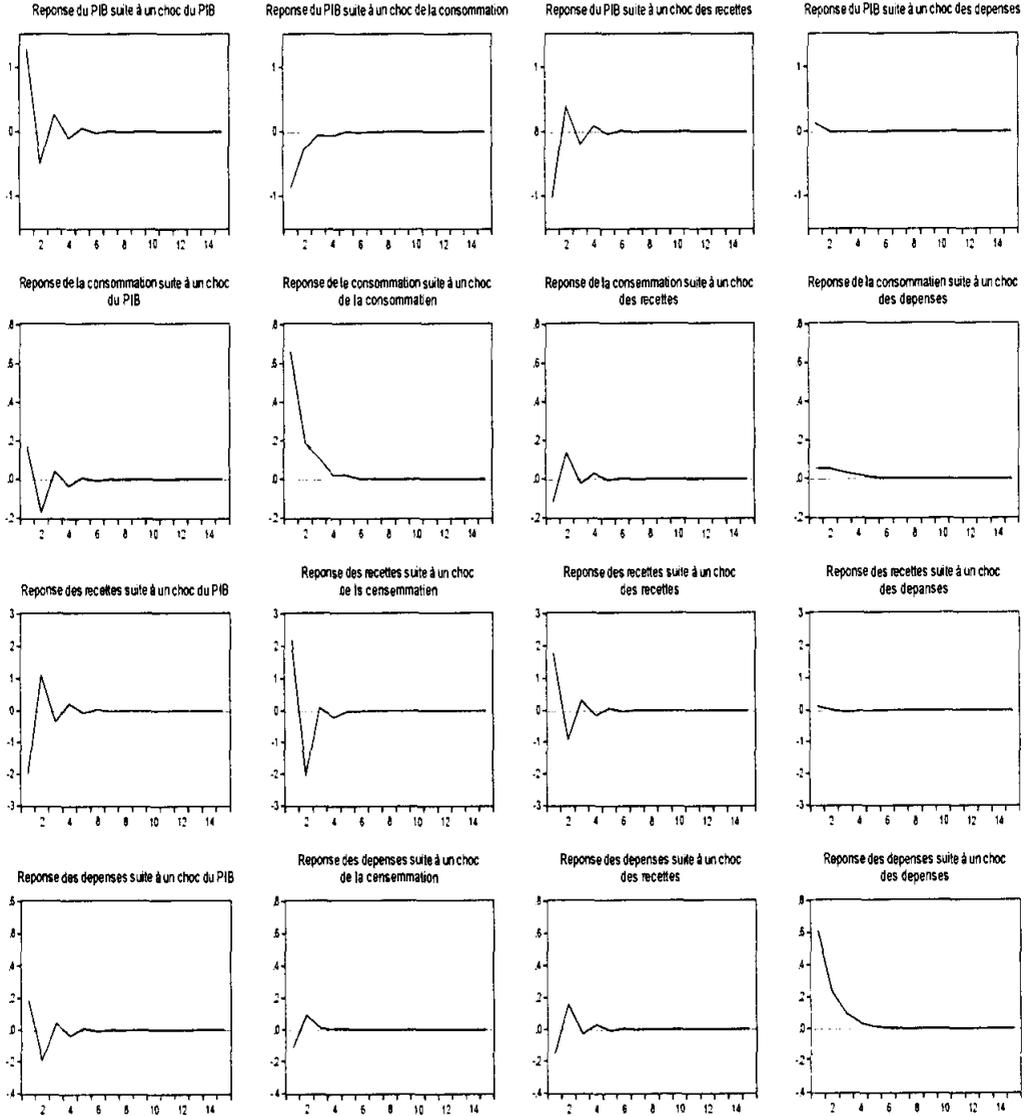
REFERENCES

- Annicchiarico, B., Giammarioli, N., Piergallini, A., «Budgetary Policies in a DSGE Model with Finite Horizons», in MPRA Paper No. 12650, 2009.
- Biau O., Girard, E., «Politique budgétaire et dynamique économique en France: l'approche VAR Structurel », in *Revue économique*, 56(3), 755-64, 2005.
- Blanchard, O., Perotti, R., «An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output », in *Quarterly Journal of Economics* 117(4), 1329-68, 2002.
- Coenen, G., Straub, R., «Non-Ricardian Households and Fiscal Policy in an Estimated DSGE Model of the Euro Area», Manuscript, European Central Bank, 2004.
- Furceri, D., Mourougane, A., «The Effects of Fiscal Policy on Output: A DSGE Analysis », in OECD Economics Department Working Papers, No. 770, OECD Publishing, 2010.
- Heming, R., Kell, M., Mahfouz, S., «The effectiveness of fiscal policy in stimulating of economic activity: a review of literature», in IMF working paper, n° WP/02/208, 2002.
- Höppner, F., « A VAR Analysis of the Effects of Fiscal Policy in Germany», in mimeo, Bonn, 2001.
- Mohr, M., « On the macroeconomic impact of fiscal policy in Germany – Preliminary results of a SVAR approach », in Banca d'Italia, The impact of fiscal policy, Rome Bank of Italy, 2004.
- Mountford, A., Uhlig, H., « What are the effects of fiscal policy shocks? », in *Journal of Applied Econometrics* 24(6), 960-992, 2009.
- Perotti, R., « Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries », in IGIER Working Paper, 276, 2004.
- Zubairy, S., « Explaining the effects of Government Spending Shocks », in MPRA Paper No. 26051, 2010.

ANNEXES

1. Fonctions de réponses impulsionnelles

Reponses à un choc structurel d'un écart type



2. Résultats du test de portmanteau

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	10.48741	NA*	10.76339	NA*	NA*
2	28.48986	0.0276	29.73895	0.0194	16
3	40.09841	0.1540	42.31488	0.1050	32

3. Résultats des tests de normalité

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.841015	4.597487	1	0.0320
2	0.085118	0.047093	1	0.8282
3	0.851074	4.708127	1	0.0300
4	0.051126	0.016990	1	0.8963
Joint		9.369698	4	0.0525

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.466108	0.353042	1	0.5524
2	3.548509	0.488900	1	0.4844
3	3.916802	1.365854	1	0.2425
4	3.512482	0.426787	1	0.5136
Joint		2.634583	4	0.6207

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4.950529	2	0.0841
2	0.535994	2	0.7649
3	6.073981	2	0.0480
4	0.443777	2	0.8010
Joint	12.00428	8	0.1510

QU'EN EST-IL DE L'ACTION DE LA PARITE DU DIRHAM FACE A L'EURO SUR L'EVOLUTION DE LA TENDANCE FONDAMENTALE DES PRIX AU MAROC ?

Moncef LATMANI

Faculté de Droit de Rabat, Université Mohammed V, Agdal.

latmani_moncef@yahoo.fr

Résumé : Afin d'assimiler au mieux les effets inflationnistes importés et leurs incidences sur le niveau des prix intérieurs, il a été convenu tout au long de cet article d'adopter le taux de change non seulement pour son pouvoir à transmettre ces effets mais bien au contraire, à les expliquer et mieux encore à les contrecarrer. Pour se faire, des modèles théoriques mettent au clair la manière avec laquelle se déclenche tout processus inflationniste. Les résultats empiriques, par ailleurs, suggèrent une très faible persistance des effets inflationnistes sur l'indice des prix à la consommation. Le taux de change paraît à ce niveau un instrument de régulation efficace capable d'assurer la stabilité des prix à la consommation. En revanche et via quelques estimations, fort est de constater que les fluctuations du taux de change sont difficilement transmissibles notamment aux prix à la production. Ce constat est du particulièrement à une gestion administrée de la part des autorités monétaires qui assurent du coup une flexibilité et indépendance à la politique monétaire du Royaume. Dès lors, l'étude propose non seulement de scruter les interconnexions du taux de change eu égard des prix des biens non échangeables mais aussi eu égard des prix des biens échangeables.

Mots-clés : *Inflation sous jacente – taux de change – modèle de Cournot – modèle de Dixit-Stiglitz – modèle de Gerlach-Kristen – modèle d'Edwards.*

WHAT ABOUT THE ACTION OF DIRHAM-EURO PARITY ON THE EVOLUTION OF THE BASIC PRICES TREND IN MOROCCO?

Abstract: To assimilate the best imported inflationary effects and their impact on the domestic price level, it was agreed throughout this paper to adopt the exchange rate not only for its power to transmit these effects but on the contrary, to explain and even better to counter them. To do this, theoretical models are to clear the way that triggers any inflationary process. The empirical results also suggest a very weak persistence of inflationary effects on the index of consumer prices. The exchange rate seems be an instrument of effective regulation able to ensuring the stability of consumer prices. In contrast, and using some estimates, there is no denying that fluctuations in exchange rates are difficult to pass including producer prices. This finding is particularly the management administered by the monetary authorities that provide the flexibility and independence blow to the monetary policy of the Kingdom. Therefore, the study proposes not only to scrutinize the interconnections of the exchange rate given the prices of non tradable goods but also in terms of tradable goods prices

Key-words: Core inflation – exchange rate – Cournot model – Dixit Stiglitz model – Gerlach Kristen model – Edwards model.

I. INTRODUCTION

La plupart des économistes contemporains persistent à mener des réflexions dans un contexte d'économie fermée. Pourtant, et quasiment depuis mai 1996 (date d'instauration du marché des changes pour le cas du Maroc), le taux de change est devenu une variable macroéconomique incontournable pour une économie émergente telle que la notre. Dans cette perspective, un intérêt particulier semble être attribué à la relation entre les mouvements du taux de change et les prix occasionnant ainsi plusieurs débats. A cet égard, Taylor soutient l'idée selon laquelle le degré de transmission des variations du taux de change aux prix présente une relation systématique avec le régime de politique monétaire jusqu'alors en place. Ceci aura évidemment pour conséquence le choix d'une politique monétaire appropriée en économie ouverte. Néanmoins, dans sa présentation des modèles d'analyse de l'inflation et de la politique monétaire et d'une manière assez discordante, Taylor recommande rarement la prise en considération de la variable « taux de change » dans la détermination des « prix ».

Un autre courant, non des moindres, vient appuyer cette thèse. En effet, Edwards, Caballero et Krishnamurthy essaient de mettre en évidence la nécessité d'accorder une attention particulière à l'impact des variations du taux de change dans la conduite de la politique monétaire.

De leur part et d'après Calvo et Mishkin, les responsables des économies émergentes sont trop sensibles au taux de change puisque la majorité de ces économies sont assujetties à un coefficient de pass-through assez élevé de sorte à ce que la dévaluation conduit automatiquement à l'inflation. La dynamique du taux de change nominal peut, à cet effet, causer incontestablement des perturbations de ciblage quant à l'ancrage intermédiaire ou plutôt à l'objectif final de la politique monétaire.

Supposons¹⁸⁶ dans un premier temps que la variation du taux d'inflation ait pour origine ou ait été engendrée en partie par un mouvement (anticipé ou pas) de la variable taux de change nominal. Dans ce premier cas de figure, quels seraient d'abord les déterminants de ce mouvement? Autrement dit, quels sont les facteurs – entre autres échappant au contrôle des autorités monétaires – susceptibles d'affecter la variable taux de change? Et quels rapports logiques finalement pouvons-nous établir avec les prix intérieurs (section 2)?

Une fois ceci dressé, dans quelle mesure et à quelle ampleur ces chocs affecteront les indices des prix de notre pays? Sur combien de périodes s'étalerait l'effet de leur transmission? Là encore, faut-il analyser des effets inflationnistes immédiats ajustables à court et moyen termes ou se pencher sur une vision d'une longue haleine principalement stratégique de longue période (section 3)?

En fait, trouvez des éléments de réponse à l'ensemble de ces interrogations est une chose primordiale : des éléments qui peuvent remettre en cause tout un historique d'intervention d'ordre politico-monnaire mais également tout une littérature tant théorique qu'empirique.

¹⁸⁶ je dégage à ce niveau là l'hypothèse fondamentale de l'existence d'une relation entre les variables taux de change et indice des prix : une hypothèse qu'il va falloir vérifier et étudier par la suite.

2. QUELQUES DEVELOPPEMENTS THEORIQUES

Sera explicité ici, et dans une perspective théorique, les modèles d'équilibre suivants : la loi du prix unique, la théorie de la parité du pouvoir d'achat, le modèle de Cournot ainsi que le modèle de Dixit & Stiglitz.

2.1 La loi du prix unique

Le premier modèle suppose qu'il existe un prix unique. Les prix des différents biens sont géographiquement déterminés et ajustés en fonction des coûts de transport et d'autres frais. Les prix relatifs restent donc les mêmes quelle que soit la région. Les hypothèses d'homogénéité, de la disponibilité de l'information et de la concurrence pure et parfaite assurent ce résultat.

Prenons alors " p_i " comme prix du bien i dans le pays domestique et pour sa propre devise ; " p_i^* " comme prix du même bien produit à l'étranger et " e " comme étant le taux de change à l'incertain. On obtient donc la relation suivante : $p_i = e.p_i^*$.

Avec la présente forme dite également "version première de Gustav Cassel", la loi du prix unique vient confirmer la théorie de la parité du pouvoir d'achat. La loi du prix unique, étant intégrée dans le corpus de l'approche monétariste, a été appliquée au taux de change pour faire ressortir, sous l'hypothèse d'une flexibilité totale des prix et en combinaison avec la théorie quantitative de la monnaie, la théorie du taux de change. L'implication de cette théorie revient essentiellement à l'idée selon laquelle le niveau des prix relatifs dans une économie donnée et pour sa propre devise reste toujours indépendant du niveau du taux de change.

Autrement dit, le taux de change n'affecte en aucun cas les prix relatifs. Par suite de conséquence, les mouvements du taux de change reflètent donc tout simplement des tendances de prix relatifs nationaux différents. Ceci bien évidemment est une application du postulat de l'homogénéité qui se vérifie dans le cas où la monnaie est totalement neutre.

2.2 La théorie de la parité du pouvoir d'achat

Une deuxième théorie qui est de loin la plus connue est celle de la parité du pouvoir d'achat. On peut relever, à ce stade, quatre versions de la théorie de la parité du pouvoir d'achat selon notamment le degré d'exigence des conditions à remplir : la loi du prix unique qui relie les taux de change aux prix de biens homogènes dans les différents pays¹⁸⁷, la PPA absolue qui relie le taux de change à l'ensemble des prix, la PPA relative qui relie les variations du taux de change aux variations des prix et la PPA ex-ante pour laquelle la variation anticipée du taux de change compense le différentiel anticipé des prix.

La parité du pouvoir d'achat reste avant tout une théorie de la détermination du taux de change. Elle préconise, dans sa forme la plus commune, qu'un changement du taux de change entre deux pays pour deux devises différentes et pour n'importe quelle période soit déterminé principalement par un mouvement au niveau des prix relatifs d'où sa deuxième appellation dite "théorie inflationniste du taux de change".

La théorie de la parité dispose, selon différents auteurs, du même statut que la théorie quantitative de la monnaie. La théorie de la parité est considérée comme étant une identité, un truisme, une

¹⁸⁷ Celle-ci étant déjà exposée au paragraphe précédent.

évidence ou encore une simplification largement trompeuse. La théorie de la parité du pouvoir d'achat, à l'instar de la théorie quantitative de la monnaie, demeure une théorie assez discutable puisque dans sa version première, sa vérification reste empiriquement erronée alors que dans sa version avancée, cette théorie reste concrètement inutilisable. Entre ces deux bornes existent plusieurs considérations d'ordre théorique mais aussi d'ordre empirique permettant de mieux cerner les circonstances sous lesquelles la théorie de la parité du pouvoir d'achat pourrait fournir un cadre de pensée, quoique demeurant toujours inutilisable, pour l'appréhension de la relation entre le taux de change et les prix.

2.3 Le modèle de Cournot

Le point central de la formulation réside dans la manière avec laquelle des biens homogènes se vendent au niveau d'un marché oligopolistique. On suppose d'abord que chaque vendeur défend sa part de marché et qu'il existe par la suite et à la fois une séparation dans l'espace entre les deux marchés : domestique et étranger. Pour un exposé plus clair, on commence par le cas d'une fonction de demande linéaire :

$$Q_d = a - b.p \quad (\text{relation 1})$$

Avec un paramètre "a" capturant l'ensemble des facteurs, autres que les prix, déterminants de notre fonction de demande agrégée.

Il existe également "n" firmes au niveau du marché domestique ainsi que "n*" firmes au niveau du marché étranger avec leurs ventes respectivement notées "q" et "q*". La fonction d'offre agrégée, Q_s , devrait par hypothèse et nécessairement égaliser la fonction de demande agrégée.

$$Q_s = n.q + n*.q^* \quad (\text{relation 2})$$

Chaque firme maximise son profit en prenant le volume des ventes des autres firmes comme étant une donnée exogène. L'expression du profit au niveau du marché local pour les firmes représentatives domestique et étrangère est la suivante :

$$\Pi = (p - w). [(a - b.p) - (n - 1).q - (n*.q^*)]$$

$$\Pi^* = (p/e - w^*). [(a - b.p) - (n.q) - (n^* - 1).q^*] \quad (\text{relation 3})$$

L'effet de la maximisation est donné par les fonctions de réaction ci-après :

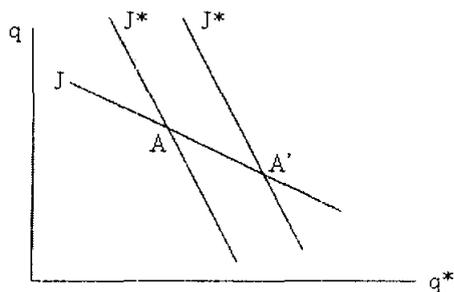


figure 1 : "équilibre de Cournot"

"JJ" et "J*J*" représentent respectivement les fonctions de réaction des firmes représentatives domestique et étrangère. Le point d'équilibre "A" représente l'allocation optimale des volumes des ventes des deux firmes représentatives. Le prix d'équilibre au niveau de l'industrie oligopolistique est donné par l'expression suivante :

$$p = [(n \cdot w + n^* \cdot e \cdot w^*) / N] + (a / b \cdot N) \quad (\text{relation 4}) ;$$

Avec : $N = n + n^* + 1$

Une appréciation de la monnaie locale déplace parallèlement la fonction de réaction "J*J*" vers la droite entraînant une augmentation du volume des ventes de la firme représentative étrangère et réduisant par la même occasion le volume des ventes de la firme domestique. Au point de départ noté "A", la firme étrangère projette une diminution de son coût marginal - avec une force de travail étrangère potentiellement plus compétitive à l'échelle internationale - équivalente à l'appréciation de la monnaie locale et planifie par conséquent une augmentation de son volume de vente. Au nouveau point d'équilibre "A'", la firme représentative étrangère augmente son niveau de production alors que sa consœur domestique le rétrécit. Les prix par ailleurs, au niveau de l'industrie locale, dégringolent.

L'intérêt à présent sera focalisé sur la manière avec laquelle les mouvements du taux de change (ou les mouvements du coût relatif de la main d'œuvre) impactent l'équilibre des prix. En d'autres termes, il s'agit d'examiner la notion d'élasticité suivante :

$$\text{Élasticité taux de change - prix} = (n^* / N) \cdot (e \cdot w^* / p) \quad (\text{relation 5})$$

Avec :

n^*/N : ($> n/N$) mesurant une variation non proportionnelle des prix domestiques ;

$e \cdot w^*$: les salaires étranger en monnaie locale, et ;

p : les prix domestiques importés de l'étranger

Si le taux de change "e" baisse (cas d'une appréciation de la monnaie locale), les salaires étrangers " w^* " deviennent moins onéreux et le marché industriel mondial devient plus compétitif par les coûts de la main d'œuvre. Les prix alors baissent au niveau de l'industrie locale via le canal des importations.

Entre autres, la relation contient deux facteurs déterminants : le nombre relatif des firmes étrangères (ou de toute autre firme versant des salaires avec une monnaie non locale) et le ratio du coût marginal aux prix des firmes étrangères. Il s'agit donc de deux rapports qui traduisent clairement que suite à l'appréciation de la monnaie locale s'ensuit systématiquement une baisse moins que proportionnelle des prix domestiques.

En effet, l'appréciation de la monnaie locale rend les marchés mondiaux de l'industrie plus compétitifs - par les coûts de main d'œuvre essentiellement - et améliore la part des importations domestiques dans les échanges mondiaux. Ladite part est représentée par le rapport n^*/N . Ce

raisonnement se déclenche bien sur après avoir fait initialement l'hypothèse d'une égalité des salaires réels entre pays.

L'expression est également intéressante dans la mesure où elle représente le cas parfait et typique d'une petite économie ouverte dite encore "économie atome". Dans la littérature commerciale, ce cas correspond à un pays "price-taker" au sein de l'économie mondiale. Dans ce cas, une dépréciation de la monnaie locale fait augmenter les prix domestiques dans les mêmes proportions. Ce présent raisonnement reste en quelque sorte limité sous l'égide des conjectures, premièrement, d'une concurrence pure et parfaite, et deuxièmement, du nombre de firmes étrangères relativement plus important que celui des firmes domestiques.

Au cas contraire, cas pour lequel il y a absence d'impact du taux de change sur les prix domestiques, est celui de l'existence d'un nombre de firmes très réduit dans l'industrie mondiale avec une majorité domestique. Dans ce cas précis, l'appréciation de la monnaie locale laisse intacte la droite de réaction "J*J*" ainsi que le prix d'équilibre. Les firmes étrangères, minoritaires en nombre au sein de l'industrie, absorbent d'abord et dans une première phase cette appréciation sous forme d'extra profits en préservant leur capacité de production et ce n'est que dans une phase ultérieure que celles-ci décident d'augmenter leur volume de vente en rétablissant de nouveau la fameuse allocation optimale ainsi que les prix d'équilibre.

A ce stade, le modèle de Cournot nous expose deux principaux cas. Le premier fait baisser les prix domestiques par les coûts tout en respectant les hypothèses de concurrence et de similarité des salaires à la base, alors que dans le second, les prix sont maintenus à leur niveau initial du moins dans la courte période faute d'un nombre de firmes limité dans l'industrie. Cependant, le modèle nous fournit encore d'autres enseignements. Il s'agit d'examiner encore la structure du marché oligopolistique. En effet, la "part d'importation" et le "degré de concentration" constituent des paramètres clés pour la détermination des ventes des firmes et pour l'analyse de la relation taux de change-prix dans son ensemble.

Considérons dans ce qui suit, des entreprises exportatrices domestiques opérant sur le marché étranger. Une appréciation de la monnaie locale dans ce cas de figure réduira leur part de marché à l'étranger - leurs produits étant moins compétitifs sur le marché mondial. Sur une figure analogue à la première¹⁸⁸ mais cette fois appliquée à l'industrie étrangère, on notera un déplacement parallèle de la droite "JJ" vers la gauche. Les prix internationaux baisseront en monnaie locale moins que proportionnellement à l'appréciation mais s'apprécieront en monnaie étrangère. A l'aide du même modèle, on obtiendra l'expression d'élasticité suivante : Élasticité* = - (n / N). (w / e.p*) ; Avec :

n le nombre des firmes exportatrices domestiques ; et,

N le nombre total des firmes sur le marché international.

Analysons, par ailleurs, et essayons de rapprocher les prix tant à l'exportation qu'à l'importation tout en soulignant le principe de la séparation spatiale entre pays¹⁸⁹. Dans le cas où la monnaie locale revient à s'apprécier, les prix à l'exportation en monnaie locale augmenteront relativement aux prix à l'importation. Ce résultat demeure vérifié si et seulement si la condition suivante est respectée :

Élasticité > 1 + Élasticité* (relation 6)

¹⁸⁸ Voir l'équilibre de Cournot à la figure 1.

¹⁸⁹ Rapport p / e. p* sous-entendu.

Sous cette condition, les prix internationaux sont plus sensibles aux mouvements du taux de change¹⁹⁰ et les prix à l'exportation seront effectivement plus élevés comparativement à ceux à l'importation. Dans le cas de la petite économie ouverte, les prix tant à l'importation qu'à l'exportation sont appelés à baisser dans les mêmes proportions que celle de l'appréciation de la monnaie locale¹⁹¹ de façon à maintenir les prix relatifs inchangés. D'une manière générale, les capacités de production des firmes restent fortement liées à la structure oligopolistique relative des deux marchés mais également au degré de leur compétitivité¹⁹².

2.4 Le modèle Dixit-Stiglitz

Le consommateur représentatif, dans ce modèle, maximise une fonction d'utilité V

composée d'un panier de deux biens "z" et "x" :

$$V = U(z, x)$$

$$x = (\sum x_i)^{1/a} \quad \text{Avec} \quad 0 < a < 1$$

Concentrons-nous d'abord sur le produit "x" qui représente un indice à la consommation, disponible d'ailleurs sur le marché local sous plusieurs marques "x_i", et admettons ensuite qu'il existe "n" firmes domestiques disposées à faire écouler sur le marché local quelques marques bien déterminés et "n*" firmes étrangères disposées à en faire autant toujours au niveau du même marché. Toute la question désormais consiste à évaluer la réaction des prix domestiques du produit "x" face aux chocs externes par les coûts. La fonction de demande de la firme domestique pour une marque i donnée est :

$$x_i = x \cdot (P/p_i)^c \quad (\text{relation 7})$$

Avec $c = 1/(1-a)$ élasticité de substitution des marques

$$P = [(\sum p_i^d + \sum p_j^d) / (n+n^*)]^{1/d} \quad \text{Avec} : d = -a/(1-a)$$

P : prix de l'industrie

p_i : prix d'une marque donnée produite sur le marché domestique

p_j : prix d'une marque donnée importée

La firme représentative domestique présume, par ailleurs, qu'elle est suffisamment petite pour qu'elle puisse agir sur les prix de l'industrie. Son profit est donné par l'expression suivante :

¹⁹⁰ Les prix domestiques sont, en revanche, moins sensibles aux variations du taux de change

¹⁹¹ Les élasticités domestique et étrangère étant respectivement de 1 et de -1.

¹⁹² Les résultats dépendent largement de la forme fonctionnelle de la courbe de demande. Avec une élasticité constante de la fonction de demande $D = a \cdot p^b$. L'élasticité du taux de change aux prix devient : $(n^*/N) \cdot (e \cdot w^*/W)$; Avec :

$N = n + n^*$; et,

$W = (n/N) \cdot w + (n^*/N) \cdot e \cdot w^*$

L'impact du taux de change dans ce cas ne dépend plus entièrement de l'effet des coûts de main d'œuvre, qui demeurent approximativement les mêmes au sein des marchés domestiques et étrangers, mais devient fonction du nombre relatif des firmes.

$$\Pi_i = (p_i - w) \cdot x_i$$

Après maximisation, on obtient :

$$p_i = \dots \cdot w \text{ (relation 8)}$$

Avec :

$$\dots = 1 / [1 - (1/c)], \text{ et ;}$$

c élasticité de substitution des marques

Nous supposons encore là une fois qu'il existe une séparation dans l'espace entre les deux marchés, hypothèse qui nous permettra d'ailleurs de discuter de la structure des prix pour les firmes étrangères implantés sur le marché domestique. La demande des firmes étrangères est identique à celle des firmes domestiques et par suite de conséquence adhère à la même formulation des prix avec des salaires étrangers à la base évalués cependant en monnaie locale.

$$p_j = \dots \cdot w^* \text{ (relation 9)}$$

A partir des équations 8 et 9, nous obtenons deux fortes prédictions : premièrement, les prix relatifs des firmes domestique et étrangère dépendent uniquement des coûts unitaires de la main d'œuvre évalués en monnaie domestique¹⁹³.

Deuxièmement, nous pouvons démontrer que la structure des prix de l'industrie p_i / P est fonction des salaires w / w^* . L'élasticité des prix relatifs est donc de :

$$n^* \cdot z / n + (n^* \cdot z)$$

$$\text{Avec : } z = (w/e \cdot w^*)^{1/d}$$

Avec une égalité des salaires au départ, l'effet d'une variation du taux de change sur les prix de l'industrie est fonction seulement de la fraction des firmes ayant des salaires payés en monnaie étrangères d'où la tendance des dites firmes à faire baisser les coûts suite à une appréciation éventuelle de la monnaie locale.

Etant donné les salaires des firmes domestiques et étrangères respectivement en monnaie locale et étrangère, le modèle Dixit-Stiglitz nous fournit des enseignements importants quant à l'impact d'une appréciation éventuelle de la monnaie locale :

- Les prix en monnaie locale des marques importées (p_j) baissent proportionnellement à la diminution du coût d'une unité de main d'œuvre étrangère évaluée en unité monétaire locale alors que les prix (p_i) des marques produites localement restent inchangés.

- Les firmes exportatrices étrangères implantées sur le marché local, quoiqu'elles demeurent en concurrence au niveau international, adhèrent toujours en matière de prix à la stratégie des firmes nationales. En effet, une variation du taux de change n'affecte point les prix de ces firmes à

¹⁹³ $p_i / p_j = w / w^*$

l'exportation. Cela affectera bien évidemment leurs marges de profits ainsi que leur volume de vente. Une appréciation de la monnaie locale fera augmenter les prix (en monnaie étrangère) de ces firmes sur le marché international dans les mêmes proportions que celle de l'appréciation occasionnant ainsi l'augmentation de la fraction (p_j / P) des prix relatifs étrangers au niveau de ce même marché.

- Le tout dernier enseignement du modèle, de près le plus frappant, consiste à ausculter la baisse des prix à l'importation et observer ceux à l'exportation qui restent d'ailleurs inchangés et ce pour les mêmes marques relativement aux prix à l'importation. C'est exactement cette conjecture de rigidité des prix, la même posée par le fameux modèle keynésien, qui s'insinue au niveau du présent modèle et ressort comme implication suite à une logique par les coûts essentiellement de main d'œuvre.

3. RECHERCHES EMPIRIQUES SUR LE PROCESSUS INFLATIONNISTE AU MAROC

L'étude empirique s'inscrit dans la continuité de notre recherche dans la mesure où elle s'inspire largement de la littérature théorique déjà évoquée précédemment et qui confirment l'existence théorique d'une relation réciproque entre les prix intérieurs et le taux de change, une transmission qui s'opère théoriquement par le canal du coût de la main d'œuvre qui, suite à une certaine modification, agit sur la structure des coûts des entreprises industrielles en les incitant à répercuter ces modifications sur leur politique de prix et par suite de conséquences agir sur la parité du dirham par rapport à l'euro.

Dans cette section, on procède dans une première étape à une courte description des variables ainsi qu'à une estimation simple de modèles linéaires. Dans un second paragraphe s'ensuit une estimation de la courbe de Philips en adoptant l'approche de Gerlach et Gerlach-Kristen. La présente section apportera également des réponses quant à notre problématique de départ notamment grâce à l'étude du pass-through à la façon d'Edwards permettant ainsi d'évaluer l'ampleur des changements du taux de change sur les prix intérieurs ainsi que la durée de leur transmission. A l'issue de cette section, nos essais empiriques à décrire la nature de la relation taux de change - prix intérieurs seront éventuellement, à la lumière des estimations, réfutés sinon validés pour permettre la confirmation des avancés théoriques.

3.1 Réexamen personnalisé de la dynamique des prix et du taux de change au Maroc

A la base de cet essai de validation empirique existent deux séries temporelles à fréquence mensuelle. Les deux séries représentent respectivement "l'inflation sous-jacente au Maroc" et "le taux de change en PPA absolue par rapport à l'euro", et ce, pour une période allant du mois de janvier 2007 au mois de juin 2011. Le nombre d'observations est donc limité à 54 observations.

L'inflation sous-jacente, mesurée par une variation en pourcentage par rapport à la période précédente, se distingue considérablement de l'inflation globale. En effet, cet indicateur peut présenter une très forte volatilité à très court terme en raison des variations des prix des produits les plus vulnérables aux chocs ponctuels d'offre et par conséquent fausser la lecture de la relation éventuelle entre les deux variables. L'inflation globale peut aussi suivre des tendances inattendues sans aucun rapport direct avec les conditions d'offre et de demande sur le marché des biens et services notamment suite à des décisions prises par l'Etat en matière de révision des prix des produits réglementés.

En raison de ces caractéristiques inhérentes à l'indice des prix à la consommation global, il s'avère

plus opportun de s'intéresser à l'inflation sous jacente qui a l'avantage de mieux capter l'évolution fondamentale des prix au Maroc plutôt qu'à l'inflation globale qui peut au contraire biaiser notre analyse quant à la relation des prix au taux de change.

L'indicateur d'inflation sous jacente, noté IPCX, a été, par ailleurs, élaboré selon la méthode de l'exclusion de manière à accorder un poids nul aux produits dont les prix présentent des évolutions aberrantes ainsi qu'aux produits dont les prix sont administrés¹⁹⁴.

Tableau 1. Composantes réglementées exclues de l'inflation sous-jacente

- a. Sucre, confiture, miel, chocolat et confiserie
- b. Tabac
- c. Alimentation en eau et services divers liés au logement
- d. Electricité, gaz et autres combustibles
- e. Produits, appareils et matériels médicaux
- f. Services hospitaliers
- g. Services de transport

S'agissant des produits alimentaires volatils, leur sélection est basée sur le critère de l'écart type avec un seuil d'exclusion de 3.61%. Le choix de ce seuil est le résultat d'un arbitrage entre le souci de minimisation de la volatilité de l'inflation sous jacente et le critère de représentativité.

Tableau 2. Exclusion des sections de l'IPC selon leur volatilité

Sections de l'indice des prix à la consommation	Volatilité
Légumes	17
Fruits	12.72
Poissons et fruits de mer	6.86
Huiles et graisses	3.61
Café, thé et cacao	3.1
Minérales, boissons rafraîchissantes, jus de fruits et de légumes	3.09
Boissons alcoolisées	3.09
Produits alimentaires non classés ailleurs	3.02

¹⁹⁴ L'identification de ces produits est basée sur la liste arrêtée par le Ministère chargé des affaires économiques et générales.

Viande	1.53
Pain et céréales	1.41
Lait, fromage et œufs	0.91
Sucre, confiture, miel, chocolat et confiserie	0.58 (déjà exclu)
Tabac	0 (déjà exclu)

L'exclusion de ces produits trouve sa justification dans le fait que leur forte volatilité rend transitoire leur impact sur l'inflation. Après l'identification des produits à exclure, l'indicateur de l'inflation sous jacente correspond à la moyenne pondérée par les poids normalisés w_i des sous indices dessaisonnalisés (IISA) des sections retenues dans le calcul de l'IPCX. Cet indicateur est obtenu par la formule suivante :

$$IPCX_t = \frac{\sum (w_i * indices)}{\sum w_i} \text{ où } I = I' - [R \cup V]$$

I' , I , R et V représentent respectivement l'ensemble des composantes de l'indice des prix à la consommation, la composante sous jacente, des produits réglementés et des produits volatiles : Avec comme pondération pour chacune des grandes sections :

Tableau 3. Pondération par grandes sections¹⁹⁵

Grandes divisions de l'IPC	Pondérations (w_i)
Alimentation, boissons et tabac	41.3
Habillement	4.8
Logement	22.1
Meuble	3.8
Santé	7.6
Transport et communication	7.5
Loisirs et cultures	9.3
Autres biens et services	3.6
Total	100%

¹⁹⁵ Note de synthèse : enquête nationale sur la consommation et les dépenses des ménages.

Dans le cadre de l'homogénéisation des données de l'IPCX, il a été retenu d'opérer un raccordement entre les deux catégories d'indices à savoir ceux de l'ICV ainsi que de l'IPC. En effet, avec deux années de base différentes, le raccordement a été effectué en appliquant les taux de variation de l'ancien indice (ICV) afin de générer l'historique de la nouvelle série de l'IPCX. Cette approche permet de préserver l'historique des variations de l'indice du coût de la vie (base 100 : 1989) et s'apprête plus facilement à l'exercice de la reconstitution de la série homogène de l'inflation sous jacente (base 100 : 2006).

Si l'on désigne par $IPCX_{icv}$ et $IPCX_{ipc}$, les indices de l'inflation sous jacente basés sur l'ICV et l'IPC respectivement à l'instant t , l'égalité suivante devrait être vérifiée :

$$[(IPCX_{icv}/IPCX_{icv,t-1})-1]*100 = [(IPCX_{ipc}/IPCX_{ipc,t-1})-1]*100$$

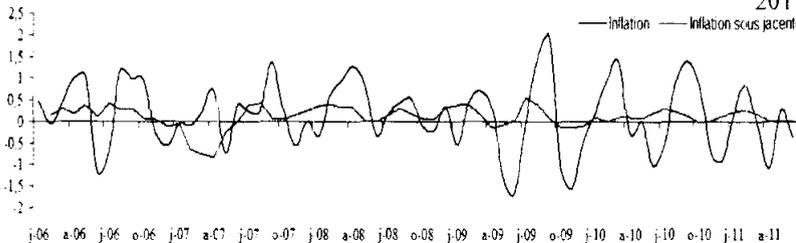
En simplifiant, l'égalité se résume à :

$$(IPCX_{icv,t}/IPCX_{icv,t-1}) = (IPCX_{ipc,t}/IPCX_{ipc,t-1})$$

La série raccordée est donc générée à partir de la formule suivante :

$$IPCX_{ipc,t-1} = (IPCX_{icv,t-1}/IPCX_{icv,t})*IPCX_{ipc,t}$$

Graphique 1. Evolution des séries (raccordées) de l'inflation et de l'inflation sous jacente 2006-2011 en glissement mensuel



Source : HCP et calculs personnels

Base 100 : 2006

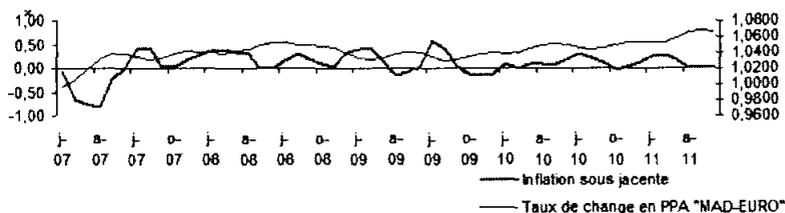
Indépendamment des prix, il a semblé aussi intéressant de se fier à l'indicateur du "taux de change en parité du pouvoir d'achat absolue" et de le faire substituer au "taux de change du marché" faussé également par la régulation de Bank Al-Maghrib et qui ne fluctue guère en fonction des conditions économiques. En effet, l'analyse de la sphère réelle de notre économie, notamment par l'adoption du « taux de change en parité de pouvoir d'achat », en tant qu'indicateur économiquement efficient, répondra a priori beaucoup mieux à notre problématique de base. Ensuite, le choix de la zone euro pour comparer la parité du pouvoir d'achat marocain reste intimement motivé par la structure de notre commerce international ; cela renforcera le dispositif de notre analyse. Le taux de change en

parité est déterminé alors en faisant le rapport entre les deux paniers respectivement marocain (IPCX) et européen (IPCH).

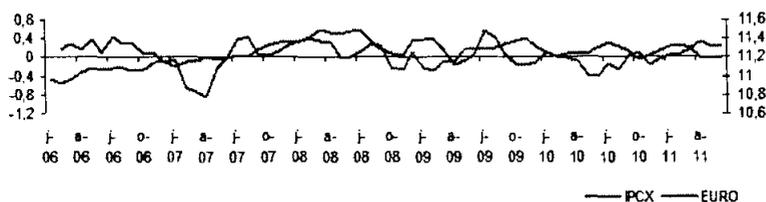
3.2 Etude analytique de la relation et modélisation linéaire

Au Maroc et pour la période étudiée, il y a absence de corrélation entre le taux de change nominal du dirham par rapport à l'euro et l'inflation sous jacente (-0.17). On souligne par contre une dépendance moyenne et positive (+0.51) entre le taux de change en parité du pouvoir d'achat par rapport à l'euro et l'inflation sous jacente. Ces résultats laissent croire une certaine sensibilité des prix en faveur du taux change exprimé en terme réel plutôt que celui exprimé en terme nominal.

Graphique 2. Rapprochement des prix aux taux de change réel¹⁹⁶



Graphique 3. Rapprochement des prix aux taux de change nominal



En se basant sur ces deux graphiques, l'existence d'une relation linéaire potentielle entre le taux de change et les prix reste plausible. On remarque que les deux variables évoluent constamment en sens inverse. Le sens d'évolution contraire est conforme aux prédictions théoriques¹⁹⁷ cependant l'ampleur de la réponse des prix aux volatilités du taux de change nominal prête à confusion. En effet, à la suite de périodes transitoires de forte dépréciation (juin 2008 par exemple), les prix augmentent modestement alors qu'ils augmentent sensiblement suite à des périodes de dépréciation moins importantes (juin 2009). Ce décalage pourrait être justifié par le retard de réaction des prix aux mouvements du taux de change du marché¹⁹⁸.

$$IPCX = 244.77 - 7.1205 * \text{euro} - 5.2564 * \text{euro} (-7) + \Gamma_t$$

¹⁹⁶ Taux de change en PPA traduit le nombre d'unités de monnaie domestique nécessaire pour une seule unité d'euro.

¹⁹⁷ Notamment de la littérature théorique exposée en première section.

¹⁹⁸ A ce titre les critères d'Akaike et Schwarz indiquent un retard de sept mois.

Résultats d'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires

	Statistique t	Probabilité
C (1)	-3.434015	(0.0013)
C (2)	-2.566030	(0.0021)

R² ajusté: 0.21

Test Durbin Watson: 0.1462

Fisher (probabilité) : 0.002

Toutefois, par une simple régression du taux de change nominal sur l'évolution des prix fondamentaux au Maroc, nous obtenons, hormis la constante, un résultat significatif par rapport aux fluctuations du taux de change nominal à la fois pour la réponse immédiate que pour la réponse décalée. Ainsi, une dépréciation réelle de 1% du dirham par rapport à l'euro entraîne à terme des 7 mois une hausse proportionnelle des prix de 5.25 %.

Par ailleurs, en terme réel, le taux de change en parité de pouvoir d'achat ne semble avoir aucun impact sur les prix particulièrement depuis le dernier trimestre de l'exercice 2009. La variation des prix étant plus ou moins stable malgré la dépréciation continue et réelle du dirham marocain¹⁹⁹. Un tel scénario aurait dû renchérir les produits marocains alors que, paradoxalement, les autorités monétaires voulaient autrement. La stabilité des prix étant assuré et contenu relativement à un niveau modéré. En réalité, la dépréciation récente de la parité réelle du dirham est due essentiellement à la flambée des prix des produits alimentaires et des matières premières énergétiques en zone euro.

En dépit de ces événements, la politique monétaire menée jusqu'à présent remplit empiriquement bel et bien sa fonction en matière de stabilité des prix.

3.3 Estimation de la courbe de Philips à la manière de Gerlach et Gerlach-Kristen

La littérature théorique déjà évoquée précédemment confirme l'existence théorique d'une relation réciproque entre les prix intérieurs et le taux de change en PPA absolue, une transmission qui s'opère théoriquement par le canal du coût de la main d'œuvre qui, suite à une certaine modification, agit sur la structure des coûts des entreprises industrielles en les incitant à répercuter ces modifications sur leur politique de prix et par suite de conséquences sur la parité du dirham par rapport à l'euro. Lorsqu'un pays est touché par un choc positif d'offre réelle²⁰⁰, on devrait assister à une augmentation de la production nationale, à une dépréciation réelle de la devise domestique, et à une baisse des prix²⁰¹. La baisse des prix obéit à un simple mécanisme d'offre et de demande²⁰². D'une part, dans une économie ouverte comme celle du Maroc, les autorités monétaires déprécient

¹⁹⁹ Pendant cette période, l'euro s'est apprécié de 4 figures pour se rétablir en juin et en PPA à 1.07 dirhams).

²⁰⁰ Un choc d'offre réelle peut être défini comme étant un changement exogène au niveau des prix des matières premières ou d'énergie, de productivité ou des salaires.

²⁰¹ Il est à noter que le modèle de Balassa et Samuelson 1964 prévoit plutôt, sous certaines hypothèses, qu'un choc d'offre positif entraîne une appréciation réelle de la devise nationale.

²⁰² Voir figure 1 : modèle Cournot

la monnaie domestique dans l'espoir de stimuler les exportations de l'excès inattendu de production. D'autre part, cette dépréciation permet d'absorber la déflation par le phénomène de l'inflation importée.

Bref, dans l'objectif d'étudier la persistance de la dynamique des prix fondamentaux face à ce type de chocs nous estimons dans ce qui suit un modèle à la façon de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) moyennant la méthode SUR²⁰³ :

$$IPCX_t = 44.6 + 0.12*IPCX_{t-1} - 0.003*GAP_t - 18.94*PPA_t + 0.16*euro_t + 0.64*LCI_t^{204} + Z_t$$

(3.2859) (1.0604) (-0.1997) (-1.7039) (0.2619) (7.6170)

(0.0073) (0.3117) (0.3117) (0.8453) (0.7982) (0.0000)

R² adjusted: 0.98

Test Durbin Watson: 2.8103

IPCX_t, IPCX_{t-1}, GAP_t, PPA_t, EURO_t, LCI_t et Z_t représentent respectivement l'inflation sous jacente présente, l'inflation sous jacente retardée d'un seul trimestre²⁰⁵, le gap de production industrielle²⁰⁶, le taux de change en parité du pouvoir d'achat par rapport à l'euro, le taux de change nominal et l'indice du coût de la main d'oeuvre européenne. L'introduction du taux de change en parité par rapport à l'euro et l'indice du coût de la main d'oeuvre permettent de capter l'impact des chocs de demande - notamment ceux des prix à l'importation - et d'offre réelle. Les séries, par ailleurs, sont considérées en fréquence trimestrielle alors que les valeurs entre parenthèses indiquent respectivement la statistique T et l'écart type.

A l'issu de la régression du modèle de Phillips 3 éléments essentiels méritent d'être notés :

- Sur la base du critère de la sensibilité de l'inflation aux effets permanents des chocs, le Maroc affiche une très faible persistance des effets inflationnistes retardés d'un trimestre. Le paramètre estimé de l'inflation passé étant de 0,12.

- Au Maroc, le gap de la production industrielle ne produit quasiment aucun effet sur la dynamique des prix.

- Avec un signe positif, l'indice du coût de la main d'oeuvre semble produire l'effet escompté sur la dynamique des prix fondamentaux. Ainsi l'évolution conjoncturelle des coûts horaires totaux supportés par les employeurs européens et causée par l'embauche de la force de travail se traduit à

²⁰³ *Seemingly Unrelated Regression*

²⁰⁴ L'indice du coût de la main d'oeuvre montre l'évolution conjoncturelle des coûts horaires totaux supportés par les employeurs et résultant de l'embauche de la force de travail. L'indice couvre toutes les activités économiques marchandes excepté l'agriculture, la sylviculture, la pêche, l'éducation, la santé et les activités de services collectifs, sociaux et personnels. Les coûts de la main d'oeuvre incluent les salaires et traitements bruts, les cotisations sociales à la charge des employeurs et les impôts moins les subventions liées à l'emploi. L'indice du coût de la main d'oeuvre est un "indice de coût chaîné de type Laspeyres" exprimé dans une année de référence commune (2008=100)

²⁰⁵ La corrélation des erreurs est présumée en raison de l'existence dans le modèle de la variable endogène en variable explicative retardée. d'où l'estimation moyennant la technique *Seemingly Unrelated Regression Estimation*.

²⁰⁶ Le gap de la production industrielle représente la différence entre la production effective et la production potentielle obtenue par la technique du filtre linéaire.

court terme par une inflation de 0.64%. Ce résultat concorde avec les enseignements exposés au niveau de la littérature théorique.

Dans ce sens, la littérature existante souligne également qu'une forte persistance des effets inflationnistes est généralement associée à une volatilité importante de l'inflation. En effet, les deux critères de persistance et de volatilité de l'inflation réduisent toute possibilité d'intervention d'ordre monétaire moyennant le canal du taux de change nominal. Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) trouvent que les effets inflationnistes sont moins persistants dans les pays où les autorités monétaires utilisent le taux de change nominal en tant qu'instrument d'absorption des effets de ces chocs²⁰⁷. De même, Taylor (2000) affirme qu'une faible transmission du taux de change aux prix est liée à un faible niveau d'inflation avec une volatilité et une persistance réduite.

Statistiques descriptives de l'inflation sous-jacente

	2007	2008	2009	2010	2011
Moyenne	-0.1020	0,2050	0,1103	0,1091	0,1085
Médiane	0,0143	0,2362	0,0450	0,0889	0,0891
Ecart-type	0,4347	0,1504	0,2599	0,0943	0,1310
Coefficient d'asymétrie	-0,6797	-0,2593	0,5293	0,6114	0,1421
Kurtosis	-0,8048	-1,7138	-1,3008	0,2027	-2,9411

Concrètement, ces avancés semblent coller parfaitement au cas tout particulier de l'économie marocaine. D'une part, les résultats de régression montrent une très faible persistance de l'inflation sous jacente retardée d'un trimestre (0.12). D'autre part, la volatilité plus ou moins apparente durant l'exercice 2007 devient au fur et à mesure minime au point d'atteindre une stagnation.

En suivant le même courant de pensée que celui de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006), nous pouvons conclure que les autorités monétaires marocaines adoptent davantage le canal du taux de change nominal dans le but d'absorber les effets inflationnistes des chocs notamment d'offre réelle (ou de main d'oeuvre).

Partant des critères de persistance et de volatilité de l'inflation sous jacente, l'approche de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) nous amène à aborder une question fondamentale : celle du pouvoir du taux de change à pallier aux effets inflationnistes auxquels s'expose sans cesse l'économie marocaine.

3.4. Application du modèle d'Edwards au cas de l'économie marocaine

De récents travaux empiriques, notamment aux noms de Mishkin (2000), de Campa (2005) ou encore de Golberg (2006), soutiennent l'idée selon laquelle la transmission des mouvements du taux de change aux prix a tendance à se renforcer au fur et à mesure que les pressions inflationnistes émanant de l'étranger s'accroissent. Ces réflexions excluent, toutefois, tout impact sur le taux de

²⁰⁷ À ce titre, rappelons que les deux pays étudiés par Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) sont Singapour et Hong Kong. Le régime de « Currency board » de Hong Kong exclut les mouvements du taux de change nominal à des fins discrétionnaires de stabilisation de l'inflation et de la production. À Singapour, où le régime monétaire repose sur l'ancrage de plusieurs indicateurs, le taux de change nominal joue le rôle d'outil d'absorption des effets des chocs dans le but de préserver l'inflation et la production de toute fluctuation excessive)

change réel. C'est quasiment dans ce sens qu'Edwards (2006) arrive à mettre en évidence sa contribution.

Définit comme étant le rapport des prix des biens non échangeables aux prix des biens échangeables, le taux de change réel est une variable déterminante permettant de juger de l'efficacité du canal du taux de change nominal²⁰⁸ pour contrecarrer les effets inflationnistes. Edwards établit ce lien -celui du taux de change nominal au taux de change réel - fondamental en se basant sur le postulat suivant : l'action monétaire par le biais du taux de change nominal est considérée comme étant efficace si et seulement si les variations de ce dernier aux variations des prix des biens échangeables est forte et aux prix des biens non échangeables est faible. Autrement dit, il est absolument indispensable que les variations anticipées du taux de change nominal²⁰⁹ soient transmises au taux de change réel.

La relation « taux de change nominal - prix des biens échangeables et non échangeables - taux de change réel » repose sur trois conjectures traditionnellement monétaristes :

- La loi du prix unique pour les biens échangeables : $e = P_1 / P^*_1$ Avec P_1 et P^*_1 prix des biens échangeables domestiques et étrangers.

- Les prix des biens non échangeables P_{nt} sont gérés par les conditions internes du marché.

- Les salaires sont rigides par rapport aux variations du taux de change nominal.

En se basant sur ces conjectures, il en résulte que toute augmentation du taux de change nominal "e" (dépréciation du taux de change domestique) entraîne une hausse des prix des biens échangeables et donc une dépréciation du taux de change réel (appréciation réelle de la monnaie domestique). Par suite de conséquence, le taux de change nominal joue effectivement son rôle d'absorption des effets inflationnistes. Dans ce cadre, il s'agit d'étudier le pouvoir de transmission des mouvements anticipés du taux de change nominal, mené d'ailleurs, dans le but d'être transmises aux prix afin de contrecarrer les chocs inflationnistes²¹⁰.

Il était question dans la section précédente, notamment en poursuivant le courant de Gerlach-Kristen rappelons-le, d'étudier le pouvoir du taux de change nominal à absorber les effets inflationnistes ; Néanmoins, les conclusions s'appuient sur une relation entre le taux de change et l'inflation générée à partir des indices des prix à la consommation. Par ailleurs, au niveau de la littérature existante²¹¹, il est présumé que, dans les économies émergentes, le pass-through du taux de change nominal aux prix à l'importation ou encore à l'indice des prix à la production est plus fort qu'aux prix à la consommation²¹². Ces indices permettent de mettre mieux en exergue la fonction d'amortissement des effets inflationnistes qu'est supposé remplir le taux de change nominal.

L'analyse de la relation taux de change nominal - prix au sens d'Edwards occupe ainsi toute sa place au sein du fil conducteur de cette recherche dans le sens où elle permet de compléter l'approche entamée par Gerlach et Kristen (2006).

²⁰⁸ Levier d'action entre autres. déterminant pour toute politique monétaire

²⁰⁹ On entend par variations anticipées des variations gérées par les autorités monétaires

²¹⁰ Kandil et Mirzane 2003 précisent que les mouvements attendus du taux de change nominal sont liés aux comportements et anticipations des agents

²¹¹ Ito & Sato 2006. Bacchetta & Van wincoop 2003

²¹² Les économistes du FMI (2005) analysent le pass-through via les indices à la production (PPI) et l'indice des prix de gros (VPI).

En vue d'évaluer le pouvoir de correction du taux de change nominal aux effets inflationnistes sur les prix des biens échangeables, nous estimons le modèle suivant :

$$\square PPI_t = c_0 + c_1 * \square E_t + a_2 * PPI_{euro} + a_3 * \square \square PPI_t(-p) + \square \square_t ; \text{ Avec :}$$

PPI_t et $PPI_t(-p)$: indice des prix à la production de la zone euro momentané et retardé d'un mois ;

E_t : taux de change nominal du dirham par rapport à l'euro.

Résultats d'estimation d'une fonction de type Edwards via la technique SUR

E_t	IPPI (zone euro)	IPPI _{t-1} (zone euro)
C(1)	C(2)	C(3)
1.36663	1.689074	1.101782
1.904281	0.470094	0.466174
(0.4822)	(0.0021)	(0.0296)

R^2 ajusté : 0.516071

Test Durbin Watson : 2.741179

Les résultats confirment l'inexistence d'un pouvoir de transmission significatif des fluctuations du taux de change nominal à l'indice des prix à la production. Toutefois il est possible de constater une certaine concordance notamment avec les courants de pensée de Campa (2005) et de Golberg (2006). En effet, avec des pressions inflationnistes momentanées de 1.68% ou retardées de 1.1%, le pouvoir de transmission du taux de change aux prix des biens échangeables est statistiquement insignifiant. Par conséquent, les mouvements du taux de change nominal ne sont pas transmis au taux de change réel.

Dès lors, le taux de change nominal n'est pas un instrument d'absorption des effets inflationnistes particulièrement sur les prix des biens non échangeables. Cette rigidité est due à deux facteurs potentiels :

- L'administration du taux de change par les autorités monétaires constitue un obstacle majeur à la réactivité des prix des biens non échangeables ce qui réduit nettement l'option d'une intervention monétaire par l'intermédiaire de ce canal.

- Un faible pouvoir de transmission sur les prix, notamment des biens des produits non échangeables procure plus de flexibilité et d'indépendance à la politique monétaire marocaine. Ceci favorise en conséquence l'instauration d'une politique de ciblage d'inflation. A ce titre, rappelons le, Bank Al-Maghrib œuvre dans l'objectif de réaliser une transition graduelle vers une telle politique.

Il est important de noter à ce stade que les résultats du modèle d'Edwards appliqué pour le cas de l'économie marocaine rejoignent ceux obtenus précédemment en estimant le modèle de la courbe

de Phillips : A l'exception du pouvoir de transmission du taux de change réel aux prix des biens non échangeables, ces deux modèles dégagent un faible pass-through du taux de change nominal aux prix des biens échangeables.

4. CONCLUSIONS

La présente contribution est avant tout un essai de validation à la fois théorique et empirique d'une hypothèse fondamentale : celle de l'existence même d'une relation significative entre les prix et le taux de change au Maroc.

Partant de ce postulat plusieurs modèles théoriques ont été exposés. Ces modèles prévoient, sans exception, que toute appréciation de la variable taux de change devrait être systématiquement traduite par une baisse au niveau des prix à l'importation. En présence de produits homogènes, les firmes domestiques produisent à leur tour le même effet stimulant ainsi vers la baisse les prix de leurs produits. En revanche et en cas de produits différenciés, le résultat de cette baisse reste fortement lié à la structure des marchés domestiques et étrangers mais aussi au degré de leur compétitivité respectifs.

Ces modèles confirment, en effet, l'hypothèse de départ ainsi que l'existence d'une relation réciproque entre le taux de change et répondent mieux encore à la manière avec laquelle l'effet de transmission devrait être produit. L'objectif de la présentation d'un tel cadre théorique s'étend encore davantage pour motiver l'inclusion de certaines variables au niveau des estimations empiriques.

Grâce à des fonctions de réaction de type Gerlach Kristen, il a été possible de se prononcer sur la persistance de la transmission des effets inflationnistes aux prix intérieurs. Une persistance d'ailleurs qui s'est montrée assez modeste (0.12) et qui, conjuguée à un faible niveau d'inflation (0.08 en moyenne sur la période d'étude), confirme l'usage du taux de change en tant qu'instrument efficace pour maintenir inchangé le niveau des prix à la consommation.

Une deuxième approche, à la méthode d'Edwards aura pour vocation, à la différence de l'approche Gerlach Kristen, l'étude du pouvoir de transmission, cette fois, du taux de change aux prix des biens échangeables mesurés notamment par l'indice des prix à la production. Les résultats économétriques montrent que le pouvoir de transmission du taux de change aux prix des biens échangeables est insignifiant. Le paramètre estimé étant de 1,36.

En somme, les deux approches se complètent mutuellement et permettent de forger une idée claire sur la nature de la relation du taux de change non pas uniquement eu égard des prix des biens non échangeables (prix à la consommation) mais également eu égard des prix des biens échangeables (prix à la production).

BIBLIOGRAPHIE

- Al-Zoubi M. & Al-Sharkas A., "Stock prices and inflation : evidence from Jordan, Saudi Arabia, Kuwait and morocco", in Economic Research Forum, www.erf.org.eg/, November 2010, 30/03/2012, pp. 26.
- Agénor P. R. & El Aynaoui K., "The transmission mechanism of monetary policy in morocco: an analytical framework", in Economic Research Forum, www.erf.org.eg/, workshop, October 2008, 30/03/2012, pp. 59.
- Abdul Hafez Ghars El-Din M. & Hasan Jawad Mohammad Y., "Exchange rate and domestic prices in the GCC countries", in Economic Research Forum, www.erf.org.eg/, working paper 105, August 1998, 30/03/2012.
- Aizenman J., "Monopolistic competition and deviations from PPP", in NBER working paper series, n°1552, 1985, pp. 25.
- Aizenman J., "Testing deviations from purchasing power parity", in NBER working paper series, n° 1475, 1984, p. 22.
- Bank Al-Maghrib, L'indicateur de l'inflation sous jacente : méthodologie d'élaboration – méthodologie d'élaboration, septembre 2010, pp. 27.
- Boughrara A., "What do we know about monetary policy and transmission mechanism in morocco and Tunisia?", in Economic Research Forum, www.erf.org.eg/, working paper n° 460, January 2009, 30/03/2012, pp. 29.
- Benbouziane M. & Benamar A., "The relationship between money and prices in the Maghreb countries: a cointegration analysis", in Economic Research Forum, <http://www.erf.org.eg/>, paper submitted to the 11th annual conference of the ERF, December 2004, 30/03/2012, pp. 24.
- Blot C., Dynamique du taux de change et transmission internationale des chocs monétaires et budgétaires : une application à l'euro-dollar, Orléans, pp. 30.
- Bouoiyour J., Marimoutou V. & Rey S., "Taux de change réel d'équilibre et politique de change au Maroc : une approche non paramétrique", in Economie internationale, www.cairn.info, n° 97, 2004, 30/03/2012, pp. 81-104.
- Dropsy V. & Grand N., "Exchange rate and inflation targeting in Morocco and Tunisia", in Economic Research Forum, <http://www.erf.org.eg/>, working paper 421, January 2008, 30/03/2012, pp. 26.
- Dixit A. K., "International trade for oligopolistic industries", in The economic journal, www.jstor.org, vol. 94, n° 376a, 30/03/2012, 1984, pp. 17.
- Dixit A. K. & Stiglitz J. E., "Monopolistic Competition and optimum product diversity", in The American economic review, www.jstor.org, vol. 67, n° 3, 30/03/2012, 1977, pp. 12.
- Hassouna M., "Inflation control and economic instability", in Economic Research Forum, <http://www.erf.org.eg/>, workshop, October 2008, 30/03/2012, pp. 30.
- Kravis I. B. & Lipsey R. E., "National price levels and the prices of tradables and nontradables", in NBER, www.nber.org, working paper n° 2536, 1988, 30/03/2012, pp. 25.
- Mohieldin M. & Kouhouk A., "On exchange rate policy: the case of Egypt 1970-2001", working paper 312, in Economic Research Forum, www.erf.org.eg/, working paper 312, 2008, 30/03/2012, pp. 29.
- Mentor R., Haïti : relation dynamique entre monnaie, taux de change et inflation - une étude empirique, Montréal, novembre 1997, pp. 52.

La modélisation DSGE : fondements théoriques et application à la conduite de la politique monétaire : cas du Maroc

Anas MOSSADAK

Sous la direction du Professeur : Idriss ELABBASSI

Abstract

Les modèles dynamiques et stochastiques d'équilibre général (DSGE) sont des modèles macroéconomiques construits sur la base des fondements microéconomiques et des anticipations rationnelles, ce qui leur permet d'échapper à la critique de Lucas (1976). A cet effet, ils sont appropriés à l'analyse des effets des politiques économiques comme en témoigne le grand intérêt académique qui leur est porté ainsi que le nombre des banques centrales et d'instituts spécialisés qui les intègrent dans leurs dispositifs de prévision et de simulation. L'objectif de ce travail est de présenter, dans un premier temps, les évolutions théoriques ayant conduits à la naissance des modèles DSGE, d'explicitier les fondements théoriques de la modélisation néokeynésienne caractérisée par l'introduction des rigidités sur les marchés et enfin, d'élaborer une estimation bayésienne d'un modèle DSGE de taille réduite pour l'économie marocaine.

1- Introduction

La macroéconomie a connu un profond changement en matière de modélisation depuis la révolution des anticipations rationnelles et l'introduction des fondements microéconomiques. Cette évolution s'est matérialisée par l'abandon des modèles macro-économétriques de la Cowles Commission, suite aux différentes critiques (à la fois théoriques et empiriques) qui leur ont été adressées, au profit des modèles RBC, lesquels se sont enrichis petit à petit pour aboutir aux modèles dynamiques et stochastiques d'équilibre général (DSGE) qui constituent actuellement l'état de l'art en matière de modélisation macroéconomique et d'étude des fluctuations du cycle économique. La deuxième section de ce travail décrit les différentes évolutions de la modélisation macroéconomique ayant débouchés, in fine, sur la naissance des modèles DSGE.

La troisième section présente les éléments de base du modèle de la nouvelle économie keynésienne. Dans un premier temps, nous introduisons la compétition imparfaite dans le marché des biens, en assumant que les firmes produisent des biens différenciés et deviennent de ce fait price-maker au lieu d'être price-taker comme c'est le cas dans les modèles RBC. Dans un second temps, nous posons certaines contraintes sur le processus d'ajustement des prix en assumant que seule une proportion des firmes arrive à ré-optimiser son prix. À cet effet, on adopte une rigidité de prix à la Calvo (1983) pour décrire ce mécanisme. Ces multiples modifications permettent d'aboutir au modèle de la nouvelle économie keynésienne qui constitue le noyau de base des modèles d'analyse des fluctuations depuis une dizaine d'années.

La quatrième section propose d'estimer la forme théorique découlant des développements de la troisième section pour l'économie marocaine en vue d'étudier la politique monétaire dans le cadre d'un modèle DSGE de taille réduite. Pour ce faire, l'estimation bayésienne est adoptée du moment qu'elle permet de confronter les croyances a priori de l'économiste avec les données à sa disposition pour améliorer l'ajustement du modèle. En effet, le nombre élevé de paramètres à estimer rend la fonction de vraisemblance d'un modèle de dimension élevée plate en raison de la faiblesse de l'information contenue dans les données utilisées (Adjemien 2008). L'estimation des modèles DSGE s'oppose au calibrage qui consiste à choisir une valeur ponctuelle aux paramètres structurels du modèle et sa prédominance s'explique par les développements des techniques d'estimation, de l'informatique ainsi que la disponibilité de séries chronologiques longues. La simulation des chocs de politique monétaire et de la demande pour le cas marocain sur la base du modèle estimé affiche des réponses en ligne avec la théorie économique et témoigne de l'utilité des modèles DSGE quant à l'analyse des fluctuations économiques.

2- Des modèles de la Cowles Commission à la naissance des modèle DSGE : Revue de littérature

Depuis la synthèse Hicksienne et jusqu'au début des années soixante-dix, la théorie économique et la modélisation opéraient sur deux champs distincts mais complémentaires. En effet, la théorie macroéconomique avait pour objet, en se basant sur le modèle offre globale-demande globale, de dériver des modèles théoriques formels tandis que le rôle de l'économétrie était d'estimer les multiplicateurs de politique économique en se basant sur ces modèles. Ainsi, le rôle de la théorie était d'identifier les variables à intégrer dans les relations économétriques et celui de l'économetrie était de fournir les estimations des relations entre ces variables, postulées généralement de manière ad-hoc.

La théorie n'était pratiquement jamais remise en cause ; celle-ci dictait la structure des équations, les variables endogènes et exogènes ainsi que le sens de causalité. En effet, en cas de dysfonctionnement, seuls des modifications à la marge étaient opérés au niveau des modèles telles que l'ajout d'autres variables explicatives ou l'ajout de variables retardées (Patrick Fève 2005).

Cette distinction de rôles a ancré le caractère scientifique de la macroéconomie. Ainsi, comme en science physique, il s'agissait d'émettre des assertions théoriques qui sont par la suite vérifiées sur la base de données empiriques. Cette phase revêt une importance cruciale dans l'histoire de la macroéconomie du moment qu'elle a permis le développement des méthodes d'estimation, des systèmes de comptabilité nationale et des outils informatiques appliqués à l'économie.

Néanmoins, dès la fin des années soixante-dix, les modèles macro-économétriques d'inspiration keynésienne se sont avérés incapables d'expliquer la conjoncture économique caractérisée à la fois par une situation de chômage et de stagnation de l'activité économique, ce cas de figure est, de facto, impossible à intégrer dans ces modèles dans la mesure où l'arbitrage entre chômage et inflation constituait un cadre structurel (courbe de Phillips) dans leur construction.

Aussi, la taille imposante de ces modèles qui visait à les rendre plus réaliste en intégrant toutes les facettes de l'activité économique, rendait leur maniement fastidieux. De même, leur construction en termes de blocs de secteurs distincts s'opérait sans que ceux-ci ne forment réellement un ensemble cohérent.

Mais au-delà des ces critiques empiriques, ce sont plus les critiques d'ordre théorique qui ont fortement condamné les grands modèles macro-économétriques menant à leur radiation quasi immédiate des programmes de recherche universitaires et à un délaissement graduel au niveau des instituts spécialisés tels que les banques centrales.

La critique de Lucas

En 1976, R. Lucas critiqua²¹³ la validité de la démarche utilisée lors de la construction des modèles de la Cowles Commission qui supposait que les coefficients et la spécification des équations étaient stables, c'est-à-dire que les comportements des agents économiques ne varient pas au cours du temps et qu'ils ne se modifient pas ni avec la conjoncture actuelle ni avec les anticipations.

En effet, tant que ces modèles sont utilisés uniquement pour des fins de prévision à court terme, leur utilisation n'est pas forcément remise en cause, cependant ils ne peuvent pas être utilisés pour analyser la réponse des agents économiques suite aux changements de politiques économiques. Dans le même ordre d'idée, Sargent (1981) a affirmé également que l'absence d'une forme d'optimisation lors de la construction des équations structurelles des modèles traditionnels entraîne l'estimation de coefficients invariants par rapport aux variations de politiques économiques.

Pour illustrer la critique de Lucas, supposons une économie dans laquelle le niveau de la fiscalité est proportionnel au niveau du revenu $T = \theta Y$ avec T le niveau taxation et Y le revenu. Supposons

²¹³ Lucas, R. *Econometric policy evaluation: A critique, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. Vol. 6. 1976.

² Sims, C. A. *Macroeconomics and Reality. Econometrica*. Vol. 48. 1980.

que l'Etat décide d'augmenter le niveau des recettes fiscales et particulièrement celles touchant les ménages à revenu élevé. Ainsi, $T = (1 - \alpha)\theta_1 Y + \alpha\theta Y$ avec $1 - \alpha$ la proportion de la population à revenu élevé et θ_1 le nouveau taux d'imposition et $\theta_1 > \theta$.

Le nouveau T est clairement plus élevé que l'ancien mais le calcul est fondé sur la stabilité du niveau de revenu et de la proportion des individus à revenu élevé. En d'autres termes, la construction est basée sur la constance du comportement des agents économiques. Hors, le relèvement du taux d'imposition ferait baisser l'incitation à travailler et à investir et la population à haut revenu pourrait même quitter le pays vers des pays où la pression fiscale est faible d'où une baisse, in fine, du niveau des recettes fiscales. De là, les politiques économiques ne peuvent jamais s'appuyer sur des relations mécaniques, invariantes et n'intégrant pas un comportement optimisateur dans le temps.

La critique de Sims

Dans un article célèbre datant de 1980, C. Sims critiqua²¹⁴ les modèles macro-économétriques en mettant en exergue le fait que l'endogénéité (pour les variables d'intérêt) et l'exogénéité (pour les variables de politique économique) étaient stipulées de manière ad-hoc et sans aucune justification statistique. Aussi le nombre de restriction était tellement élevé et injustifié que Sims les a qualifiées d'«incroyables». Sims propose alors un modèle dans lequel toutes les variables sont endogènes et n'imposant de ce fait aucune condition d'identification, il s'agit des modèles VAR (Vectoriel Auto Régressif).

La forme générale des modèles VAR est la suivante:

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Avec Y_t (k,1) le vecteur des variables endogènes, A_i (k,k) la matrice des paramètres et A_0 (k,1) le vecteur des constantes et ε_t (k,1) le vecteur des erreurs.

Dans ce type de modèle il n'existe pas de contrainte que se soit sur les variables du système ou même sur les paramètres du modèle. Aussi, le nombre de retard obéit à une logique purement statistique (tests d'Akaike ou Schwarz par exemple) et ne pose nullement un problème d'identification. Concernant l'estimation du modèle, celle-ci se fait à l'aide de méthodes simples telle que la méthode des moindres carrés ordinaires. Les modèles VAR sont, jusqu'à maintenant, très utilisés en macroéconomie en raison de leur simplicité et de leurs bonnes qualités prévisionnelles, surtout à court terme. A cet effet, ils sont très utiles pour les exercices de prévision et de simulation (analyse des chocs impulsionnels). Néanmoins, et dans la perspective d'effectuer un exercice de quantification des effets de politique économique, il est nécessaire d'introduire un certain nombre de restrictions²¹⁵ issues de la théorie économique (modèles VAR structurels ou S-VAR) pour pouvoir interpréter économiquement les chocs de politique économique. De plus, le VAR est une forme réduite et reste ainsi sujet à la critique de Lucas.

²¹⁵ Voir par exemple Blanchard et Quah, (1989).

La conjonction de l'ensemble de ces critiques, à la fois empiriques et théoriques, a favorisé l'émergence d'un nouveau paradigme économique qui explique les fluctuations macroéconomiques en se basant sur des fondements microéconomiques. Il s'agit du courant du cycle réel des affaires dont la véritable naissance est survenue avec la publication de "time to build and aggregate fluctuations" de Kydland et Prescott (1982).

Les modèles du cycle réel des affaires (RBC)

Le courant du cycle réel des affaires a influencé significativement la macroéconomie quantitative durant les trente dernières années comme en témoigne la part de publications ayant trait aux modèles RBC et à leurs extensions dans les grandes revues d'économie politique. Les critiques adressées aux modèles de la Cowles Commission associées à la révolution des anticipations rationnelles ont été à la base de ce développement. Selon les partisans du paradigme RBC, les fluctuations macroéconomiques trouvent leurs origines dans des facteurs réels (les chocs technologiques).

La modélisation macroéconomique traditionnelle n'est pas basée sur des fondements microéconomiques découlant d'objectifs d'optimisation sous contraintes d'une fonction d'utilité. C'est l'une des principales critiques adressées par le courant du cycle réel à la modélisation macro-économétrique d'inspiration keynésienne. Cette critique rejoint celle de Lucas dans la mesure où la politique économique est à même de changer les contraintes auxquelles l'agent économique est confronté ce qui le contraint à un processus de maximisation continu dans le temps.

Les modèles RBC stipulent un agent représentatif qui résout un problème dynamique d'allocation sur un horizon, généralement, infini. En vue d'assurer l'équilibre à la Arrow-Debreu, un ensemble d'hypothèse doivent être émises quant aux agents économiques qui peuplent l'économie (Gong et Willi 2004).

En effet, les ménages présents dans l'économie sont identiques ayant les mêmes préférences, de même les firmes sont toutes semblables et produisent le même bien avec la même technologie. Sous ces deux conditions, l'étude se réduit à celle du comportement d'un agent représentatif dont le comportement est agrégé au niveau macroéconomique. Aussi, l'échange est supposé se dérouler simultanément sur tous les marchés à un instant donné de sorte que tous les prix et les quantités sont déterminés en même temps. Après la fermeture des marchés, les agents délivrent les biens vendus et reçoivent ceux achetés.

Enfin, il est supposé que ce sont les ménages qui détiennent les facteurs de production et les firmes ont uniquement pour attribue la réalisation de la production. A chaque période, la firme représentatif loue les facteurs travail et capital auprès des ménages, ces derniers utilisent leurs revenus dans l'achat du bien produit par les firmes représentative et tout profit réalisé est nécessairement versé aux ménages.

En dépit de leurs hypothèses simplistes, les modèles RBC ont montré de bonnes qualités d'ajustement et de reproduction des fluctuations du cycle macroéconomique. Petit à petit des éléments de la nouvelle économie keynésienne ont été introduits dans la construction des modèles RBC. En effet, à côté des chocs d'origine technologique d'autres sources de fluctuation ont été envisagées (notamment les rigidités nominales) ce qui a débouché sur le développement de modèles plus étoffés appelés modèles DSGE (pour dynamique stochastique d'équilibre général) pour les

différencier des modèles RBC.

3- Fondements théoriques de la modélisation DSGE

Cette section présente les éléments de base du modèle de la nouvelle économie keynésienne. Dans un premier temps nous introduisons la compétition imparfaite dans le marché des biens, en assumant que les firmes produisent des biens différenciés pour lesquels elles fixent le prix, elles sont ainsi price-maker au lieu d'être price-taker comme c'est le cas dans les modèles RBC. Dans un second temps, nous posons certaines contraintes sur le processus d'ajustement des prix en assumant que seule une proportion des firmes arrive à ré-optimiser son prix. À cet effet, on adopte une rigidité de prix à la Calvo (1983) pour décrire ce mécanisme. Ces multiples modifications permettent d'aboutir au modèle néokeynésien de base qui constitue le noyau des modèles d'analyse des fluctuations depuis une dizaine d'années. Les formes fonctionnelles adoptées s'inspirent de Gali (2003), Ireland(2004) ou encore Walsh(2010).

Le ménage représentatif

On considère un ménage représentatif maximisant une fonction d'utilité de la forme :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, L_t)$$

Avec C_t un panier de consommation composite défini par :

$$C_t = \left(\int_0^1 C_t(i)^{\frac{1-\varepsilon}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

$C_t(i)$ représente la quantité du bien i , $i \in [0,1]$, consommé par le ménage durant la période t , ε étant l'élasticité de substitution entre les biens i .

La contrainte budgétaire du ménage est donnée par la forme suivante :

$$\int_0^1 P_t(i) C_t(i) di + Q_t B_t \leq B_{t-1} + W_t L_t + D_t$$

Avec $P_t(i)$ le prix du bien i , W_t le salaire nominal, L_t le nombre d'heures travaillées, $Q_t B_t$ le montant des bons de Trésor achetés à la date t et D_t les dividendes versées par les firmes.

En plus de la décision de consommation et d'offre de travail, le ménage représentatif décide également de la composition de son indice de consommation C_t . En effet, le ménage maximise C_t sous la contrainte du niveau des dépenses $\int_0^1 P_t(i) C_t(i) di$. La solution de ce programme aboutit à la fonction de demande suivante pour le bien i :

$$C_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\epsilon} C_t \quad (1)$$

Avec $P_t = \left(\int_0^1 P_t(i)^{1-\epsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}}$ un indice de prix agrégé. On peut alors réécrire la contrainte budgétaire comme suit :

$$P_t C_t + Q_t B_t \leq B_{t-1} + W_t L_t + D_t \quad \text{Avec } P_t C_t = \int_0^1 P_t(i) C_t(i) di$$

Les conditions d'optimalité quant à la consommation et à l'offre de travail sont données par :

$$\frac{U_{L,t}}{U_{c,t}} = \frac{W_t}{P_t}$$

$$Q_t = \beta E_t \left\{ \frac{U_{c,t+1} P_t}{U_{c,t} P_{t+1}} \right\}$$

En adoptons la spécification $U(C_t, L_t) = \frac{C_t^{1-\sigma} L_t^{1+\phi}}{1-\sigma \ 1+\phi}$ pour la fonction d'utilité, et en log-linéarisant les conditions d'optimalité on a :

$$w_t - p_t = \sigma c_t + \phi l_t \quad (3)$$

$$c_t = E_t \{ c_{t+1} \} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \{ \pi_{t+1} \} - \rho) \quad (2)$$

Où

$i_t = -\log Q_t$ est le taux d'intérêt de court terme, et $\rho = -\log \beta$ est le taux d'actualisation. Les lettres minuscules représentent le logarithme des variables d'origine.

La firme représentative productrice du bien intermédiaire

On considère un continuum de firmes indexées par $i \in [0,1]$. Chaque firme produit un bien différencié moyennant la même fonction de production donnée par :

$$Y_t(i) = A_t L_t(i)^{1-\alpha}$$

Avec A_t représentant le niveau technologique supposé identique pour toutes les firmes et évoluant de manière exogène dans le temps.

S'agissant de la fixation des prix de la part des firmes, on adopte la formulation de Calvo (1983) selon laquelle chaque firme peut ré-optimiser son prix avec la probabilité $(1-\theta)$ à chaque période, tandis que la proportion restante θ garde son prix inchangé. Le paramètre θ constitue ainsi un facteur

de rigidité nominale.

La dynamique de prix issue de la rigidité à la Calvo implique que :

$$P_t = \left[\int_{\nu} P_{t-1}(i)^{1-\epsilon} di + (1-\theta)(P_t^*)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad (4)$$

Et comme la masse des firmes ne ré-optimisant pas leurs prix est donnée par θ on peut réécrire l'équation comme suit :

$$P_t = \left[\theta(P_{t-1})^{1-\epsilon} + (1-\theta)(P_t^*)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad (5)$$

en divisant par P_{t-1} on a :

$$\Pi_t^{1-\epsilon} = \theta + (1-\theta) \left(\frac{P_t^*}{P_{t-1}} \right)^{1-\epsilon} \quad (6)$$

Avec $\Pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ le taux d'inflation entre t et $t-1$ et P_t^* est le prix pratiqué par les firmes ré-optimisatrice durant la période t .

moyennant une approximation log-linéaire autour de l'état stationnaire, l'équation (6) devient :

$$\pi_t = (1-\theta)(p_t^* - p_t) \quad (7)$$

L'équation (7) montre clairement que, dans le cadre des modèles néokeynésiens, l'inflation résulte de la ré-optimisation opérée par la proportion $(1-\theta)$ des firmes. L'évolution des prix dans l'économie dépend donc des facteurs sous-jacents à la décision de fixation des prix de la part des firmes, ce qui nous amène à l'étude de l'optimalité de la fixation des prix.

La fixation optimale des prix :

La firme ré-optimisant son prix à la date t choisira le prix P_t^* qui maximise la valeur actuelle de son profit. Pour ce faire, la firme résout le problème de maximisation suivant :

$$\max_{P_t^*} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} (P_t^* Y_{t+k|t} - \Psi_{t+k}(Y_{t+k|t})) \right\}$$

Sous le contrainte de demande donnée par :

$$Y_{t+k|t} = \left(\frac{P_t^*}{P_{t+k}} \right)^{-\epsilon} C_{t+k}$$

Avec $Q_{t,t+k} = \beta^k (C_{t+k} / C_t)^{-\sigma} (P_t / P_{t+k})$ le facteur d'escompte du profit nominal, $\Psi_{t+k}(\cdot)$ est une fonction de coût associé au niveau de production $Y_{t+k/t}$ des firmes ayant ré-optimiser leur prix à la date t .

La condition de premier ordre associé à ce problème est donnée par :

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} Y_{t+k/t} (P_t^* - \Xi v_{t+k/t}) \right\} = 0 \quad (8)$$

Avec $v_{t+k/t} = \Psi'_{t+k}(Y_{t+k/t})$ le coût marginal à la période $t+k$ et $\Xi = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}$.

si $\theta = 0$ alors $P_t^* = \Xi v_{t+k/t}$ ceci permet d'interpréter Ξ comme étant le markup désiré par les firmes.

En divisant les deux côtés de l'équation (8) par P_{t-1} on a :

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} Y_{t+k/t} \left(\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \Xi MC_{t+k/t} \Pi_{t-1,t+k} \right) \right\} = 0 \quad (9)$$

Avec $MC_{t+k/t} = v_{t+k/t} / P_{t+k}$ est le coût marginal réel en $t+k$ pour les firmes ayant ré-optimiser leur prix à la date t .

A l'état stationnaire on a $\frac{P_t^*}{P_{t-1}} = 1, \Pi_{t-1,t+k} = 0, Y_{t+k/t} = Y, MC_{t+k/t} = MC$, et $Q_{t,t+k} = \beta^k$

En remplaçant dans (9) on a :

$$MC = 1/\Xi$$

La log-linéarisation de (9) à l'état stationnaire nous donne :

$$p_t^* - p_{t-1} = (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \{ \hat{m}c_{t+k/t} + (p_{t+k} - p_{t-1}) \} \quad (10)$$

Avec $\hat{m}c_{t+k/t} = mc_{t+k/t} - mc$ la déviation du coût marginal de sa valeur à l'état stationnaire. On ré-exprimant l'équation (10) on a :

$$p_t^* = \mu + (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \{ \hat{m}c_{t+k/t} + p_{t+k} \} \quad (11)$$

Avec $\mu = \log \Xi = -mc$

Ainsi, les firmes ré-optimisatrice choisissent un prix qui correspond à la valeur des coûts marginaux

courant et anticipés en plus du markup désiré. Le poids des coûts marginaux futurs étant proportionnel à la probabilité (θ^k) que le prix demeure fixe à chaque horizon.

La firme représentative productrice du bien final :

Le bien final de consommation Y est issu de l'agrégation de l'ensemble biens intermédiaires $Y(i)$ moyennant une agrégation à la Dixit-Stiglitz (1971). Ainsi la production du bien final est donnée par :

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(i)^{1-\frac{1}{\epsilon}} di \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

La minimisation des coûts de la firme productrice du bien final par rapport à ses intrants $Y_t(i)$ conduit à la fonction de demande suivante :

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\epsilon} Y_t$$

Ainsi, la demande de Y_t est positivement liée au niveau de production Y_t et négativement au prix du bien i .

La concurrence pure et parfaite qui régie le marché du bien final fait que le prix de vente P_t est la résultante de la confrontation entre l'offre et la demande, P_t est alors le même pour toutes les entreprises du secteur.

Il s'exprime comme un indice des prix des différents biens intermédiaires suivant une agrégation donnée par:

$$P_t = \left(\int_0^1 P_t(i)^{1-\epsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}}$$

L'équilibre :

A l'équilibre on a :

$$Y_t = C_t \tag{12}$$

En combinant (12) avec l'équation d'Euler issue du programme d'optimisation du consommateur on peut ré-exprimer la condition d'équilibre comme suit :

$$y_t = E_t \{ y_{t+1} \} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \{ \pi_{t+1} \} - \rho) \tag{13}$$

L'équilibre sur le marché du travail implique que :

$$L_t = \int_0^1 l_t(i) di$$

En utilisant la fonction de production on a :

$$\begin{aligned} L_t &= \int_0^1 \left(\frac{Y_t(i)}{A_t} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} di \\ &= \left(\frac{Y_t}{A_t} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \int_0^1 \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\frac{\alpha}{1-\alpha}} di \end{aligned}$$

En prenant le logarithme de l'expression de L_t on :

$$y_t = a_t + (1-\alpha)l_t \tag{14}$$

Par ailleurs, Le coût marginal est donné par :

$$mc_t = (w_t - p_t) - mpl_t$$

Avec mpl le produit marginal du travail (le seul facteur de production considéré).

On peut ré-exprimer mc_t en utilisant (14) comme suit :

$$mc_t = (w_t - p_t) - \frac{1}{1-\alpha} (a_t - \alpha y_t) - \log(1-\alpha)$$

Dans un horizon k on a :

$$mc_{t+k/t} = (w_{t+k} - p_{t+k}) - mpl_{t+k/t}$$

Et donc

$$mc_{t+k/t} = (w_{t+k} - p_{t+k}) - \frac{1}{1-\alpha} (a_{t+k} - \alpha y_{t+k/t}) - \log(1-\alpha)$$

En utilisant l'équation (1) et la condition d'équilibre du marché $c_t = y_t$ on a :

$$mc_{t+k/t} = mc_{t+k} + \frac{\alpha}{1-\alpha} (y_{t+k/t} - y_{t+k}) = mc_{t+k} - \frac{\alpha \varepsilon}{1-\alpha} (p_t^* - p_{t+k}) \tag{15}$$

Dans le cas où $\alpha = 0$ on a $mc_{t+k|t} = mc_{t+k}$ c'est-à-dire que le coût marginal serait identique pour toutes les firmes indépendamment du niveau de production.

En remplaçant (15) dans (10) et en réarrangeant les termes de l'équation on a :

$$p_t^* - p_{t-1} = (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \{ \Theta mc_{t+k} + (p_{t+k} - p_{t-1}) \}$$

$$= (1 - \beta\theta) \Theta \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \{ mc_{t+k} \} + \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \{ \Pi_{t+k} \}$$

Avec $\Theta = \frac{1 - \alpha}{1 - \alpha + \alpha\varepsilon} \leq 1$

L'équation () peut être écrite de manière plus succincte et on a :

$$p_t^* - p_{t-1} = \beta\theta E_t \{ p_{t+1}^* - p_t \} + (1 - \beta\theta) \Theta \hat{m}c_t + \Pi_t$$

En combinant (7) et (15) on a :

$$\Pi_t = \beta E_t \{ \Pi_{t+1} \} + \lambda \hat{m}c_t \tag{16}$$

Avec $\lambda = \frac{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta} \Theta$

La résolution récursive de l'équation (16) nous donne :

$$\Pi_t = \lambda \sum_{k=0}^{\infty} E_t \{ \hat{m}c_{t+k} \}$$

L'inflation à l'instant t est donc la somme actualisée des déviations présentes et futures du coût marginal de son état stationnaire.

Dérivation des équations caractéristiques du modèle néokeynésien

On sait que

$$mc_t = (w_t - p_t) - mpl_t$$

$$= (\sigma y_t + \phi_t) - (y_t - l_t) - \log(1 - \alpha)$$

$$= \left(\sigma + \frac{\varphi + \alpha}{1 - \alpha} \right) y_t - \frac{1 - \varphi}{1 - \alpha} a_t - \log(1 - \alpha)$$

Le coût marginal lorsque les prix sont flexible est donné par :

$mc = \left(\sigma + \frac{\varphi + \alpha}{1 - \alpha} \right) y_t^n - \frac{1 - \varphi}{1 - \alpha} a_t - \log(1 - \alpha)$ où y_t^n représente le niveau de revenu avec flexibilité des prix.

En soustrayant (18) de (19) on a :

$$\hat{m}c_t = \left(\sigma + \frac{\varphi + \alpha}{1 - \alpha} \right) (y_t - y_t^n)$$

Ainsi la déviation du coût marginal de son état stationnaire est proportionnelle à la déviation de l'output de sa valeur à l'état stationnaire ; l'output gap.

En posant $\tilde{y}_t = (y_t - y_t^n)$

On a :

$$\Pi_t = \beta E_t \{ \Pi_{t+1} \} + k \tilde{y}_t \tag{17}$$

Avec $k = \lambda \left(\sigma + \frac{\varphi + \alpha}{1 - \alpha} \right)$

L'équation (17) est la nouvelle courbe de Phillips néokeynésienne. Elle constitue l'une des équations de base dans la construction des modèles DSGE.

En réécrivant (12) en utilisant l'output gap on a :

$$\tilde{y}_t = E_t \{ \tilde{y}_{t+1} \} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \{ \pi_{t+1} \} - r^n) \tag{18}$$

Avec r^n le taux d'intérêt naturel donné par :

$$r^n = \rho + \sigma E_t \{ \Delta y_{t+1}^n \}$$

L'équation (18) constitue l'équation IS du modèle keynésien de base.

Avec les équations (17) et (18) on rajoute une équation pour caractériser l'autorité monétaire. Il s'agit d'une courbe de Taylor (1993) donnée par :

$$i_t = \rho + \phi_\pi \Pi_t + \phi_y y_t + e_t \tag{19}$$

Avec e_t un choc exogène.

Ainsi, tous les éléments du modèle sont réunis et on peut l'écrire sous sa forme matricielle comme suit :

$$\begin{bmatrix} \tilde{y}_t \\ \Pi_t \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} E_t \{ \tilde{y}_{t-1} \} \\ E_t \{ \Pi_{t-1} \} \end{bmatrix} + B(\hat{r}_t^n - e_t)$$

Avec :

$$\hat{r}_t^n = r_t^n - \rho$$

$$A = \omega \begin{bmatrix} \sigma & 1 - \beta\phi_\pi \\ \sigma k & k + \beta(\sigma + \phi_y) \end{bmatrix}$$

$$B = \omega \begin{bmatrix} 1 \\ k \end{bmatrix}$$

$$\omega = \frac{1}{\sigma + \phi_y + k\phi_\pi}$$

La solution du système est unique si les deux valeurs propres de la matrice A se trouvent dans le cercle unité (condition de Blanchard et Khan 1980). Il est démontré (voir Bullard et Mitra 2002) que la condition nécessaire et suffisante pour assurer l'unicité de l'équilibre est donnée par :

$$k(\phi_\pi - 1) + (1 - \beta)\phi_y > 0 \tag{20}$$

Analyse des effets de la politique monétaire dans le cadre du modèle keynésien de base

Le modèle intègre deux sources de perturbation: un choc de politique monétaire et un choc technologique. Nous nous bornons à l'analyse théorique de l'effet d'un choc de politique monétaire. L'analyse du choc technologique, qui ne fait pas l'objet de ce travail, pouvant être menée de la même manière.

Assumons d'abord que le terme d'erreur contenu dans l'équation de Taylor suit un processus AR(1) :

$$e_t = \rho_e e_{t-1} + \varepsilon_t^e \quad \rho_e \in [0,1]$$

Une réalisation positive de ε_t^e est interprétée comme une politique monétaire restrictive tandis qu'une réalisation négative implique une politique monétaire expansionniste.

L'impact de la politique monétaire sur l'output gap et sur l'inflation aura la forme $\tilde{y}_t = \tau_y e_t$ et $\Pi_t = \tau_\pi e_t$ respectivement. En appliquant la méthode de Descartes (ou la méthode des coefficients indéterminés) sur les équations (18) et (17) on aboutit à la solution suivante :

$$\tilde{y}_t = -(1 - \beta\rho_e)\Lambda_y \varepsilon_t$$

$$\Pi_t = -k\Lambda_\pi \varepsilon_t$$

Avec

$\Lambda_e = \frac{1}{(1 - \beta\rho_e)(\sigma(1 - \rho_e) + \varphi_x) + k(\varphi_x - \rho_e)}$. Il peut être démontré que cette somme est positive tant que (20) est respectée.

Ainsi un choc positif sur e_t (politique monétaire restrictive) provoque la baisse à la fois de l'output gap et de l'inflation.

En utilisant l'équation (18) on peut également retrouver la réaction du taux d'intérêt réel, on a :

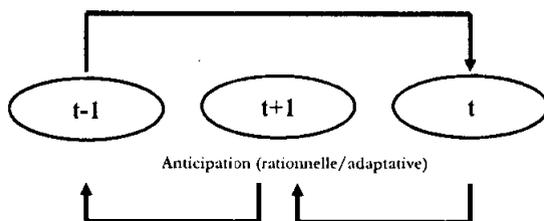
$$\hat{r}_t = \sigma(1 - \rho_e)(1 - \beta\rho_e)\Lambda_e e_t$$

Ainsi une contraction monétaire implique une augmentation du taux d'intérêt réel.

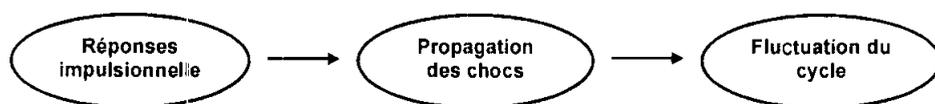
Encadré 1 : Origine de l'appellation DSGE

DSGE est l'abréviation de Dynamic Stochastic General Equilibrium, le modèle contient donc trois composantes : la dynamique, la stochastique et l'équilibre général. L'explication de ces trois composantes est ce nature à élucider le concept DSGE.

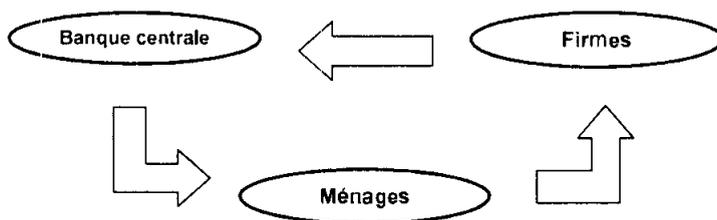
L'analyse dynamique a trait à la prise en considération du temps dans la prise de décision des agents économiques. En effet, la décision d'aujourd'hui est déterminée sur la base des anticipations (rationnelles ou adaptatives) du futur. A titre d'exemple, le canal des anticipations constitue un levier important à la disposition des autorités monétaires pour l'atteinte de leurs objectifs en matière de stabilité des prix.



Les modèles DSGE sont également stochastiques. Ceci découle de l'existence de chocs aléatoires impactant l'économie et de la propagation de leur impact dans le temps. Ces chocs rajoutent l'incertitude au modèle et sans lesquels l'évolution de l'économie serait déterministe. Ces perturbations sont de différentes natures : choc de l'offre, de la demande, technologique...etc



Enfin, les modèles DSGE analysent les différents secteurs de l'économie (offre, demande, autorité monétaire...) en équilibre général et tiennent compte de ce fait des interactions instantanées entre les différents agents ayant chacun des objectifs spécifiques qu'il maximise. Ces interactions aboutissent à l'équilibre général de l'économie dans son ensemble.



4- Estimation du modèle DSGE pour l'économie marocaine : une approche bayésienne

L'estimation bayésienne des modèles DSGE permet de confronter les croyances à priori de l'économiste avec les données à sa disposition pour améliorer l'ajustement du modèle. En effet, le nombre élevé de paramètres à estimer rend la fonction de vraisemblance d'un modèle de dimension élevée plate en raison de la faiblesse de l'information contenue dans les données utilisées pour l'estimation. En privilégiant l'estimation bayésienne, on parvient à déformer la fonction de vraisemblance et l'identification devient possible (Adjemien 2008). Les croyances sont caractérisées à l'aide de fonctions de densité de probabilité jointe sur les paramètres du modèle.

L'estimation des modèles DSGE s'oppose au calibrage qui consiste à choisir une valeur ponctuelle pour les paramètres structurels du modèle, la validation étant basée sur la capacité du modèle à reproduire les faits stylisés observés. Le calibrage était dominant lors de la naissance des modèle dynamique (Kydland et Prescott, 1982), néanmoins l'estimation des modèles DSGE est prédominante actuellement en raison des développements des techniques d'estimation, des développements informatiques et de la disponibilité de séries chronologiques longues et fiables.

Supposons que nous voulons caractériser notre croyance par rapport à un paramètre x . Si nous savons qu'il est nécessairement positif et appartenant à l'intervalle $[0, 1]$ (élasticité du travail dans la fonction de production, rigidité à la Calvo...etc) nous pouvons lui imposer une distribution bêta. Si sur la base d'une étude économétrique une estimation de la valeur du paramètre à été obtenue, elle pourra être utilisée comme mode pour la distribution retenue et la variance mesurant l'incertitude du paramètre sera d'autant plus grande si la qualité de l'estimation économétrique du paramètre d'intérêt est jugée non fiable.

De manière formelle, soit un modèle M et un vecteur de paramètres associés θ_M , les croyances (ou l'à priori) sur le vecteur des paramètres sont donnés par :

$$p_o(\theta_M / M)$$

Soit $Y_T^* = \{y_i^*\}_{i=1}^T$ un vecteur de variables représentant l'échantillon considéré lors de l'estimation.

L'estimation de maximum de vraisemblance sur la base de l'échantillon est donnée par :

$$L(\theta_M; Y_T^*, M) = p(Y_T^* / \theta_M, M)$$

L'estimateur du maximum de vraisemblance est donc la valeur des paramètres rendant le plus probable l'occurrence de l'échantillon Y_T^* .

Comme nous disposons de la vraisemblance $p_o(\theta_M / M)$ et de $p(Y_T^* / \theta_M, M)$ retraçant l'information contenue dans les données, L'estimation bayésienne consiste à croiser ces deux sources d'information moyennant l'utilisation du théorème de Bayes et on a :

$$p_1(\theta_M / Y_T^*, M) = \frac{p_o(\theta_M / M) p(Y_T^* / \theta_M, M)}{p(Y_T^* / M)}$$

Avec $p(Y_T^* / M) = \int_{\theta_M} p_o(\theta_M / M) p(Y_T^* / \theta_M, M) d\theta_M$ la densité marginale.

Ainsi si la variance à posteriori d'un paramètre est plus faible que sa variance à priori cela signifierai que les données de l'échantillon apportent une information supplémentaire par rapport à la croyance à priori.

Le modèle à estimer consiste en les trois équations caractéristiques dérivées des développements

théoriques de la section précédente : la courbe IS, la courbe de Phillips néokeynésienne et la fonction de réaction de la banque centrale postulée de manière ad-hoc.

$$\Pi_t = \beta E_t \{ \Pi_{t+1} \} + \lambda \hat{m}c_t + e_t^\pi$$

$$\tilde{y}_t = E_t \{ \tilde{y}_{t+1} \} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \{ \pi_{t+1} \} - r^n) + e_t^y$$

$$i_t = \rho + \phi_\pi \Pi_t + \phi_y y_t + e_t^i$$

Les données utilisées pour l'estimation du modèle sont le taux d'intérêt interbancaire (TMP), l'output gap estimé à l'aide du filtre de HP et le taux d'inflation. La périodicité des données et trimestrielles couvrant la période allant du premier trimestre 1997 au quatrième trimestre 2011. Les aprioris sur les paramètres du modèle (inspirés des travaux de Smets et Wouters (2003) et Schorfheide et Del Negro (2008)) ainsi que leurs valeurs à posteriori sont rapportés dans le tableau suivant.

Tableau 1 : Distribution à priori et à posteriori des paramètres estimés

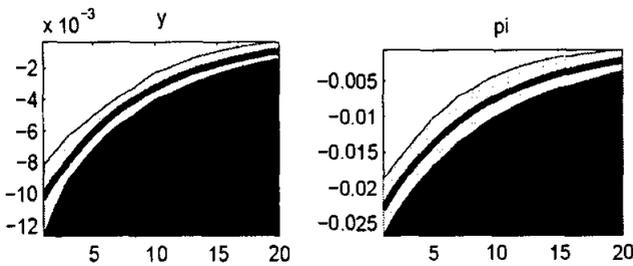
	Moyenne à priori		Moyenne à posteriori	Intervalle de confiance		
	Distribution	Ecart-type				
epsilon	1.500		1.4994	1.3233	1.6703	norm
	0.1100					
theta	0.700		0.6988	0.5375	0.8649	beta
	0.1000					
lambda	0.154		0.1491	0.0068	0.2881	beta
	0.1000					
sigma	1.000		1.0433	0.8780	1.2066	gamm
	0.1000					
phi	1.000		0.9995	0.8673	1.1291	gamm
	0.0800					
phi_pi	1.700		1.6927	1.5576	1.8341	gamm
	0.1000					
phi_i	0.250		0.1789	0.1208	0.2357	gamm
	0.0500					
rho_a	0.700		0.8881	0.8469	0.9324	beta
	0.2000					
rho_d	0.500		0.2227	0.1442	0.2989	beta
	0.1000					
e_a	0.050		0.1577	0.0995	0.2133	invg
	0.1000					
e_i	0.025		0.0216	0.0181	0.0252	invg
	0.1000					
e_d	0.050		0.0402	0.0323	0.0477	invg
	0.1000					
Paramètres calibrés						

beta=0.9
 Rho=-log(beta)
 Alpha=0.3

Analyse des chocs impulsionnels

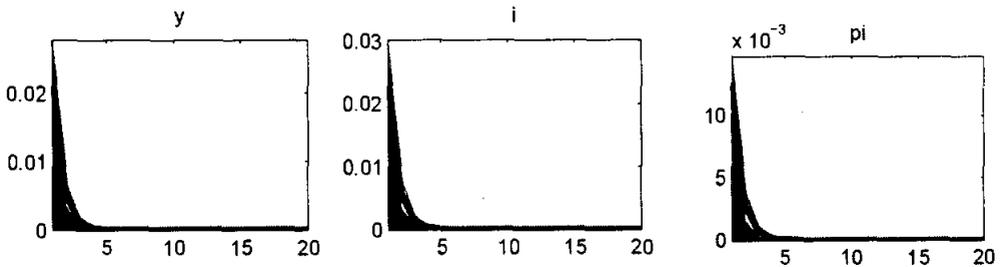
L'analyse des chocs impulsionnels permet de simuler la réaction des variables d'intérêt suite à un choc de politique économique ainsi que la propagation de ce choc dans le temps.

Figure 1 : réponse de l'output gap et de l'inflation suite à un choc de politique monétaire



L'output gap et l'inflation affichent des réactions en ligne avec l'intuition économique, en effet une hausse du taux d'intérêt est suivie par une baisse immédiate à la fois de l'output gap et de l'inflation.

Figure 2 : réponse de l'inflation et du taux d'intérêt suite à un choc de demande



Un choc de demande matérialisé par une hausse de l'output gap implique une hausse immédiate du taux d'intérêt et de l'inflation. Ce choc s'estompe au bout de six trimestres.

5-Conclusion

L'objectif de ce travail était de présenter les fondements théoriques de la modélisation DSGE ainsi que les différentes évolutions théoriques ayant menées à l'éclosion de ce nouveau paradigme en macroéconomie. En effet, la critique de Lucas concernant la validité de la démarche de construction des modèles de la Cowles Commission, la critique de Sargent quant à l'absence d'une forme d'optimisation et la critique de Sims par rapport à l'endogénéité des variables et le nombre élevé de restrictions, ont constitué les éléments théoriques à la base de l'abandon des grands modèles macro-économétriques et à l'émergence des modèles RBC et DSGE.

En introduisant la compétition imparfaite dans le marché des biens, et en posant certaines contraintes sur le processus d'ajustement des prix, on a pu aboutir à la construction du modèle néokeynésien de base qui constitue le noyau des modèles d'analyse des fluctuations depuis une dizaine d'années.

L'estimation bayésienne du modèles DSGE issu des développements théoriques pour l'économie marocaine a été réalisé à l'aide de l'approche bayésienne qui a permis de confronter les croyances à priori avec les données. Les croyances sont caractérisées à l'aide de fonctions de densité de probabilité jointe sur les paramètres du modèle. Les chocs impulsionsnels affichent des réactions en ligne avec l'intuition économique, en effet une hausse du taux d'intérêt est suivie par une baisse immédiate à la fois de l'output gap et de l'inflation. Aussi, un choc de demande matérialisé par une hausse de l'output gap implique une hausse immédiate du taux d'intérêt et de l'inflation, ce choc s'estompe quasiment au bout de six trimestres.

Bibliographie

Articles

- **Bernanke, B., and Gertler, M.**, Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, 1995, p 24-48.
- **Blanchard, O., et Khan, C. M.**, The solution of linear difference models underrational expectation , *Econometrica*, vol. 48 (5) (July), 1980, pp. 1305-11.
- **Calvo, G.**, "Staggered prices in a utility maximising framework", *Journal of Monetary Economics*, 1983.
- **Christiano, L. , Eichenbaum M., et Evans C.**, Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, 2005, 113, 1-45.
- **Clarida, R., Gali, J., et Gertler, M.**, The science of monetary policy: a new Keynesian Perspective , *Journal of Economic Literature*, 37:4, 1999, p. 1661-1707.
- **Collard, F., et Juillard, M.**, Perturbation Methods for Rational Expectations Models. Manuscript, CEPREMAP, 2001.
- **Dib, A., Gammoudi, M. et Moran, K.**, Forecasting Canadian Time Series with the New Keynesian Model, Bank of Canada, Working Paper 05-27, 2006.
- **Gali, J., et Rabanal, P.**, Technology Shocks and Aggregate Fluctuations: How Well Does the RBC Model Fit Postwar U.S. Data, *NBER Macroeconomics Annual*, 2004, MIT Press, Cambridge, MA.
- **Abraham-Frois, G.**, « La macroéconomie en l'an 2000 », *Revue économique*, 2001, Volume 52, Numéro3, p. 481 – 493
- **Goodfriend, M., et King, R.**, The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy . Bernanke. B. and J. Rotemberg (eds), *NBER Macroeconomics Annual*, 1997, 231-283.
- **Hansen, G.**, Indivisible Labor and the Business Cycle, *Journal of Monetary Economics*. 1985, 309-328.
- **Ireland, P.**, Technology Shocks in the New Keynesian Model, *The Review of Economics and Statistics*, 2004, p 923-936.
- **Juillard M.**, Dynare: A Program for the Resolution and Simulation of Dynamic Models with Forward Variables through the Use of a Relaxation Algorithm, *CEPREMAP Working Paper 9602*, CEPREMAP Paris, 1996.
- **King, R., Plosser, C., et Rebelo, S.**, Production, Growth and Business Cycles: the Basic Neoclassical Model. *Journal of Monetary Economics*, 1988, 195-232.
- **King, R., et Rebelo S.**, Resuscitating real business cycles , *NBER Working Paper Series*, 2000.
- **Kydland, F. et Prescott E.**, Time to Build and Aggregate Fluctuations, *Econometrica*, 1982, p. 1345-1369.
- **Kydland, F. et Prescott, E.**, Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 1990.
- **Lucas, R.**, Econometric policy evaluation: A critique, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 6. 1976, pages 19-46.
- **Smets, F. et Wouters, R.**, An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, 2003, p.1123-75.
- **Zanetti, F.**, Prototype micro-founded DSGE models in Scilab, Bank of England, CCBS, Technical Handbook No. 3, 2010.
- **Woodford, M.**, The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy, *American Economic Review*, 2001, p 232-237.

Ouvrages:

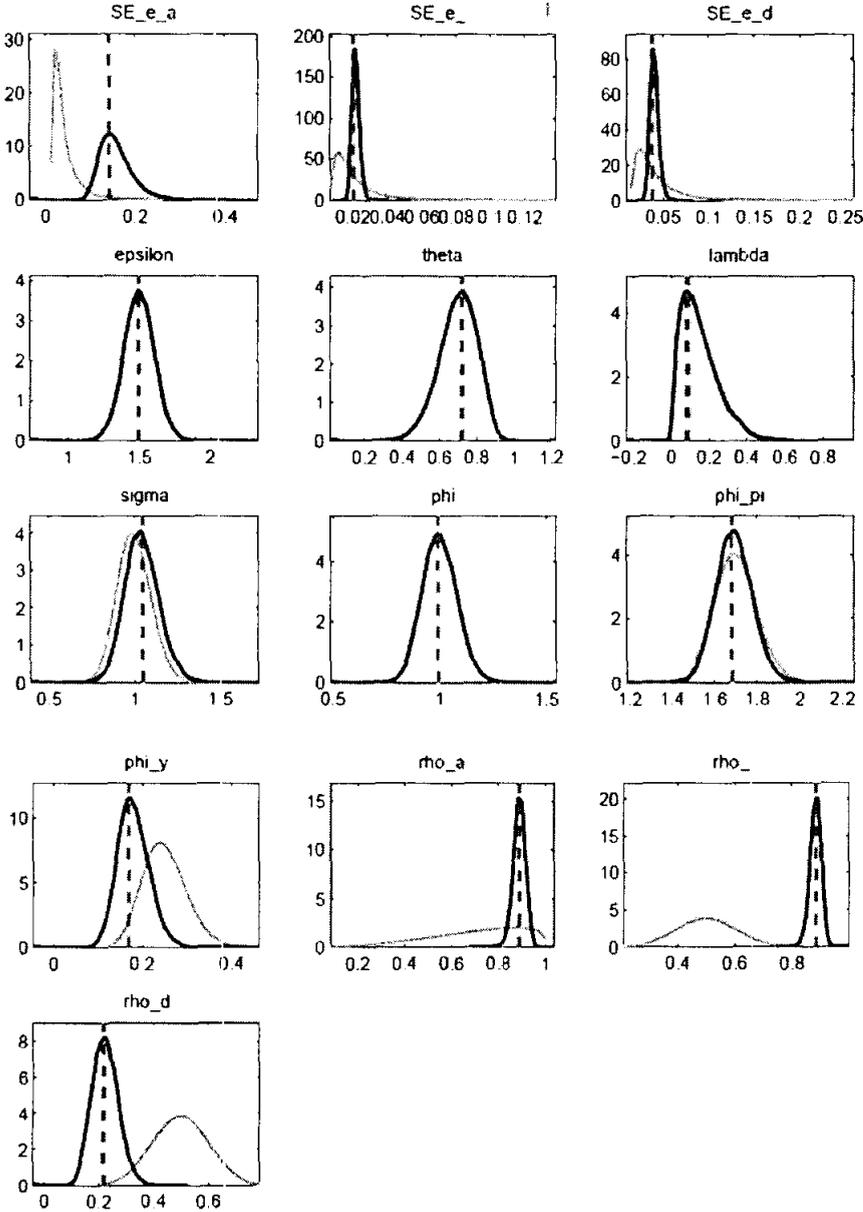
- **Canova, F.**, *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press, 2005.
- **Hamilton, J. D.**, *Time Series Analysis*, Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- **Judd, K.**, *Numerical Methods in Economics*, Cambridge, MA: MIT Press, 1998.
- **Kamran, D.**, *The evolution of macroeconomic theory and policy*, Springer, 2009.
- **Miranda, M. J. et Fackler P. L.**, *Applied Computational Economics and Finance*, Cambridge MA: MIT Press, 2002.
- **Sargent, T. J.**, *Dynamic Macroeconomic Theory*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1987.
- **Wickens M.**, *Macroeconomic theory: a dynamic general equilibrium approach*, Princeton University Press,

2009.

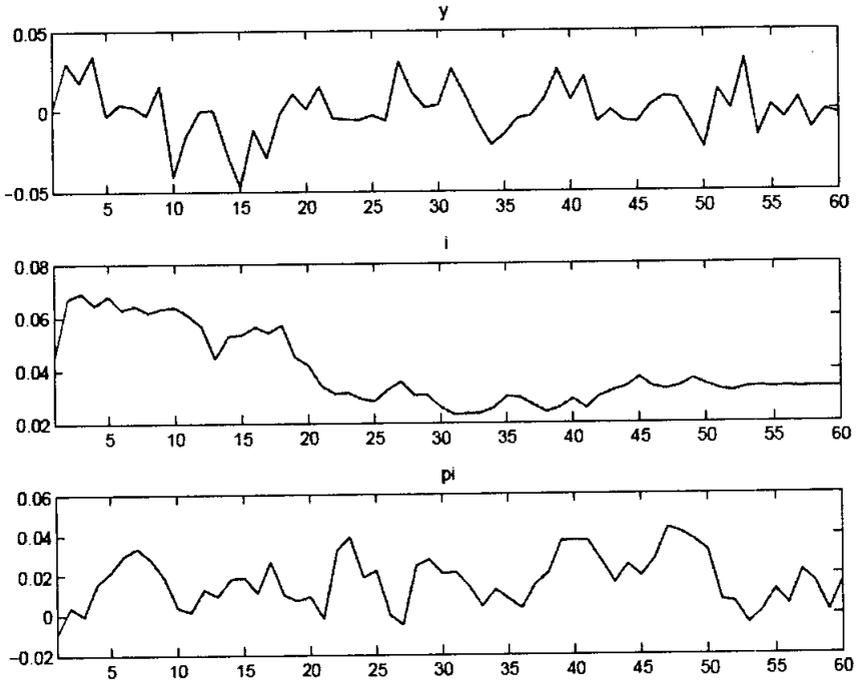
Woodford, M., Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy, Princeton University Press, 2003.

Annexes

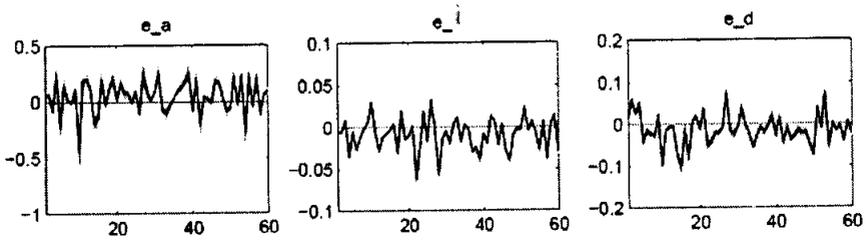
Les distributions à priori et à postérieure



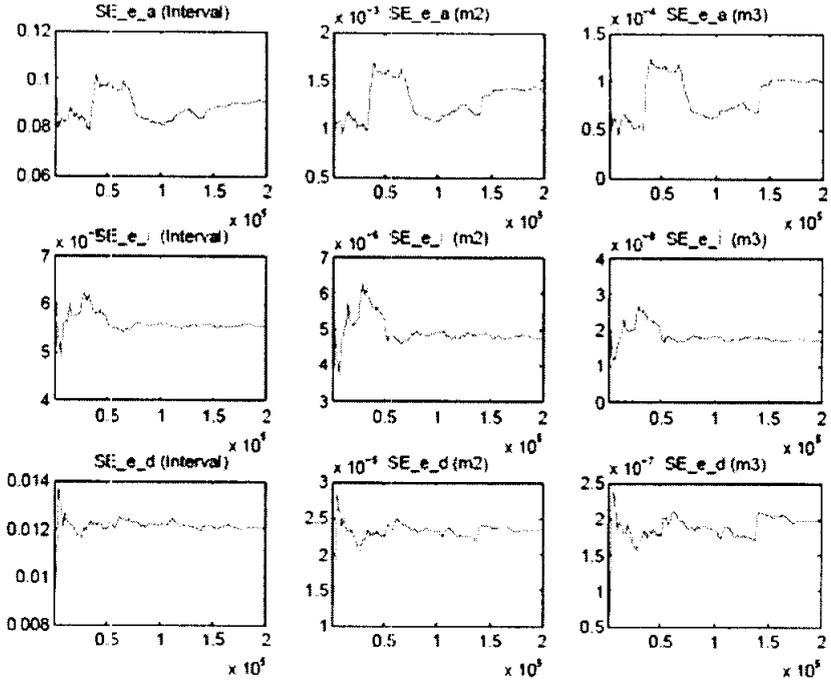
Graphiques des variables endogènes

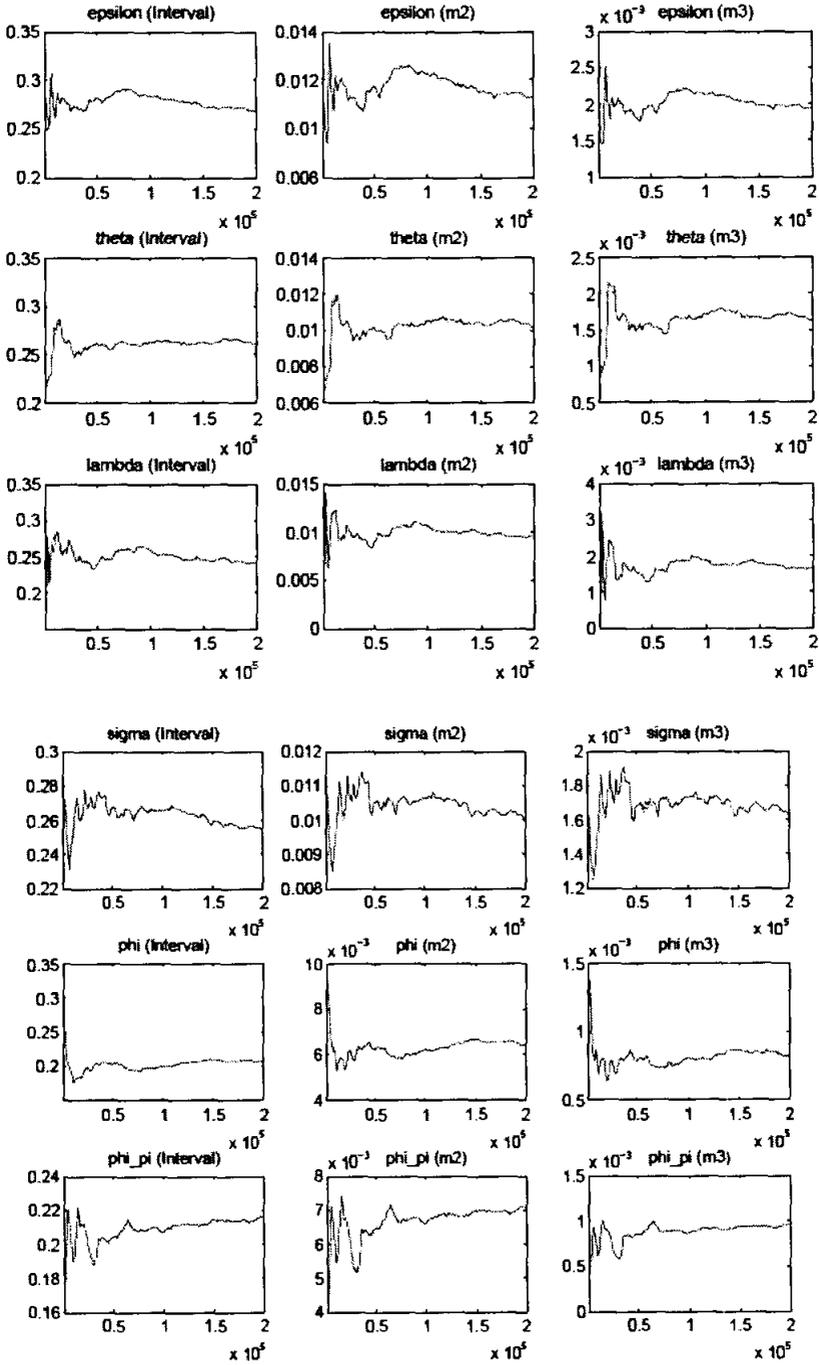


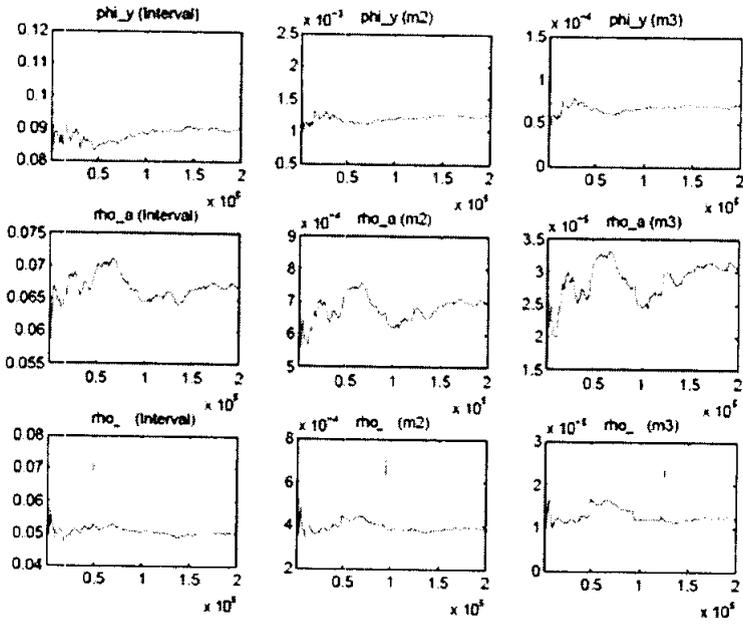
Graphiques des résidus



Diagnostic uni-varié des paramètres estimés du modèle







Poids et impact de l'économie informelle au maroc et dans quatre autres pays (algerie, egypte, tunisie et turquie).

NAHHAL Benaissa.

*Université Mohamed V, Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales de Rabat -Agdal-
Université de Picardie - Jules Verne, UFR d'économie et de gestion.
E-mail : nahhha@gmail.com*

Résumé :

L'économie informelle est difficile à appréhender lors de l'élaboration des indicateurs économiques et la préparation des politiques économiques. Sa non prise en compte risque de rendre les mesures de politiques économiques moins efficaces. Dans ce cadre d'analyse, nous proposons d'estimer la taille de l'économie informelle en adoptant deux approches différentes. Nous examinerons ensuite la relation entre l'économie informelle, le crédit et les recettes fiscales.

Nos estimations prouvent que la part de l'économie informelle occupe une place importante dans le PIB des pays étudiés. Notre étude illustre aussi un possible freinage de l'efficacité de la politique monétaire. Enfin, l'analyse de cette économie est indispensable lors de la préparation des politiques fiscales de ces pays.

Les pouvoirs publics ont donc intérêt à tenir compte du poids de l'économie informelle et à prendre des mesures susceptibles de réduire sa taille.

Abstract

The informal economy is difficult to apprehend when economic indicators are developed or when economic policies are formulated. Not taking that part of the economy into account could have rendered the economic policy measures less effective.

In this framework, we propose to estimate the size of the informal economy by adopting two different approaches. Thereafter we will examine the relationship between the informal economy, credit and tax revenue.

The estimation results show that the share of the informal economy occupies an important place in the GDP of the studied countries. Our study also suggests a possible negative effect of informal economy on the effectiveness of monetary policy. Finally, analysis of informal economy is essential for the preparation of tax policy in these countries.

Public authorities have an interest to consider the weight of the informal economy and take measures to reduce its size.

Mots clés : Economie informelle, Modèle VAR, méthode cash/dépôt, méthode d'électricité, crédit bancaire, recettes fiscales, politique monétaire.

Key Word : Informal Economy, VAR model, cash/deposit method, electricity method, bank loan, tax revenue, monetary policy.

Classification JEL : C32, C51, C52, E26, E51, E62

INTRODUCTION

Il est admis que l'informel occupe une place importante dans les économies des pays en développement. L'économie informelle constitue une double contrainte, d'un côté pour les techniciens qui doivent l'évaluer et de l'autre, les décideurs qui doivent en tenir compte au moment de l'élaboration des politiques économiques.

Ce secteur d'activité est difficile à appréhender lors de l'élaboration des indicateurs économiques et de la préparation des politiques économiques.

Le PIB est l'un de ces indicateurs placé au centre de l'analyse économique. Il renseigne sur le niveau général de l'activité économique. L'élaboration du PIB demande une grande précision, mais l'informel demeure la partie la plus compliquée à saisir lors de son calcul. Cette complexité est liée à la taille et à l'organisation des unités de production informelles.

La non prise en compte de la production de cette partie de l'économie risque de fausser l'estimation du PIB et de fournir des informations peu fiables sur les capacités de production. Les mesures de politiques économiques (monétaires et budgétaires) risquent donc d'être moins efficaces.

Conscients de ce risque, surtout dans les pays en développement, les chercheurs placent l'informel au centre de leurs investigations et tentent de perfectionner les outils statistiques et économétriques afin de minimiser les erreurs de quantification de l'économie informelle.

Cette question a été souvent traitée au niveau des déterminants de l'informel. A notre connaissance, la question des effets de l'informel sur les politiques économiques au Maroc n'a pas été suffisamment traitée. En conséquence, nous avons décidé de mener cette étude pour mettre le point sur la taille et les effets de l'informel au Maroc, en Algérie, en Egypte, en Tunisie et en Turquie.

Pour comparer l'étude du cas marocain aux autres pays, nous avons élargi l'étude aux pays précédemment cités.

C'est dans ce cadre que l'on s'interroge sur le poids et les effets de l'informel, prioritairement au Maroc puis en Algérie, en Egypte, en Tunisie et en Turquie. Ce travail tente également de proposer des mesures visant à réduire la taille de l'économie informelle.

Pour apporter des éléments de réponse à cette problématique, il faut tout d'abord disposer d'une mesure approximative de l'informel en fonction du PIB. C'est à ce moment là que l'on peut explorer les interactions entre les indicateurs de l'informel, le crédit et les recettes fiscales, qui représentent respectivement la politique monétaire et la politique budgétaire.

Dans cette étude, nous exposerons tout d'abord les différentes définitions de l'informel ainsi que les principales méthodes de mesure de sa taille. Nous enchaînerons par la présentation de quelques statistiques sur l'informel dans les cinq pays.

Après le calcul de la part de l'informel dans le PIB, nous examinerons sa relation avec le crédit et les recettes fiscales. Enfin nous analyserons les résultats et nous discuterons des implications pour les politiques économiques des pays étudiés.

I- L'INFORMEL : CONCEPTS ET ESSAIS DE QUANTIFICATION

I- Définitions et origines du terme.

La question de l'activité informelle est de plus en plus abordée depuis plusieurs décennies. L'organisation internationale du Travail l'a nommé "économie non structurée" en 1972. Le Fonds Monétaire International (FMI) préfère parler de secteur informel et le définit comme une part de

l'activité économique non taxée et ne figurant pas dans le calcul du PIB.

L'Organisation Internationale des Employeurs (OIE) emploie plutôt le terme "économie informelle", car le nouveau concept englobe plusieurs secteurs d'activités²¹⁶. L'organisation n'impute pas l'informalité entièrement à l'évasion fiscale, mais considère que le pouvoir est responsable aussi. Elle qualifie l'économie informelle de refuge des personnes qui n'ont pas pu intégrer le marché formel de l'emploi et l'attribue à l'échec des politiques publiques.

Selon la définition de l'OCDE²¹⁷, les Unités de Production Informelles (UPI) qui composent l'économie informelle, ne sont pas constituées en sociétés, sont peu organisées, sont de petites tailles, n'emploient pas beaucoup de personnes et exploitent les facteurs de production à des fins privées.

Généralement toutes les tentatives de définition et d'explication considèrent que l'informel est dû à l'échec des politiques économiques publiques. L'urbanisation massive n'a pas été accompagnée d'une politique active de création d'emplois²¹⁸, et comme les gens sont dans l'obligation de travailler, ils se sont lancés dans des activités illégales et peu organisées. Cette situation arrange les pouvoirs publics et a permis le développement de ces pratiques.

Au terme de ces définitions brèves, nous constatons l'absence de consensus sur la définition de l'informel. Cela ne constitue pas un obstacle à l'achèvement de ce travail qui ne cherche pas à définir l'informel. A l'instar de ROUBAUD François (1997) et Gautier Jean-François (2001) nous avons décidé d'employer le terme "économie informelle" qui nous paraît plus général et inclut plusieurs points de l'économie.

L'objectif de ce papier est de présenter l'économie informelle, quantifier son poids et évaluer ses conséquences sur la société et les politiques économiques.

2- Essais de quantification de l'économie informelle

L'examen de la littérature économique nous a permis de distinguer deux principales méthodes d'estimation²¹⁹. La première dite directe, consiste à collecter d'abord le maximum d'informations auprès des agents économiques, pour ensuite utiliser les données réunies lors de l'établissement des indicateurs économiques²²⁰. Alors que la deuxième est qualifiée d'indirecte et adopte soit une démarche monétaire soit une approche d'énergie, soit une méthode d'évasion fiscale.

Techniquement, la méthode monétaire sert à calculer la part de l'économie informelle dans le PIB en fonction du rapport entre la monnaie fiduciaire et divisionnaire d'un côté, et les dépôts de l'autre côté. L'approche de l'énergie permet, quant à elle, d'estimer le taux de croissance de la part de l'économie informelle à partir du taux de croissance du PIB et de celui de la consommation de

²¹⁶ Organisation Internationale Des Employeurs "Economie informelle : approche des employeurs" novembre 2001

²¹⁷ United Nations, Economic and Social Council, Economic Commission For Africa, African Center For Statistics, « Etude sur la mesure du secteur informel et l'emploi informel en Afrique » Distr: Limited E/ECA/ACS December 2007.

²¹⁸ Madhura Swaminathan, 1991. « Understanding the "informal sector" : A survey » World Institute for Development Economics Research of the United Nations University, Working Papers 95, December 1991.

²¹⁹ Philippe Barthelemy « Le secteur urbain informel dans les pays en développement: une revue de littérature » Revue Région et Développement N° 7-1998.

²²⁰ United Nations, Economic and Social Council, Economic Commission For Africa, African Center For Statistics, « Etude sur la mesure du secteur informel et l'emploi informel en Afrique » Distr: Limited E/ECA/ACS December 2007

l'électricité. La troisième méthode basée sur l'évasion fiscale²²¹ offre la possibilité de mesurer la part de l'économie informelle dans le PIB en se basant sur le niveau d'imposition.

II- MESURE ET ESTIMATION DE LA PART DE L'ECONOMIE INFORMELLE DANS LE PIB.

1- L'économie informelle dans les pays étudiés : quelques chiffres.

Au Maroc, l'économie informelle est intégrée dans le calcul du PIB depuis 1993 suite à l'adoption du nouveau système de comptabilité nationale.

Dans une enquête, le Haut Commissariat au Plan (HCP) estime que cette partie de l'économie représente 16,3% et 14,3 % du PIB en 1999 et en 2007. Il emploie en 2007 37,3% de la population active non agricole (39% en 1999).

En 2007, le nombre d'Unités de Production Informelles (UPI) s'élève à 1,55 millions dont 57,4% dans le commerce, 17,2% en industrie et 5,4% dans le BTP.

L'enquête de 2007 révèle également que les activités informelles sont concentrées dans le milieu urbain à hauteur de 72%.

Concernant les autres pays, des études de référence reprises par le FMI, indiquent que la part de l'économie informelle²²² s'élève à 43%²²³ en Algérie, 68%²²⁴ en Egypte, 39%²²⁵ au Maroc, 45%²²⁶ en Tunisie et 32%²²⁷ en Turquie.

Le Cabinet KURIAT International²²⁸ rapporte que l'économie informelle contribue à hauteur de 15% à 20% au PIB de la Tunisie²²⁹ et emploie environ 51,4% de la population active non agricole.

Pour les autres pays nous ne disposons pas d'information sur l'économie informelle.

L'ensemble de ces informations dévoile une grande différence entre les résultats des études privées et les chiffres avancés par les enquêtes de terrain.

C'est dans ce contexte que le présent travail permet de mener une nouvelle analyse sur la base des données actualisées.

²²¹ Lucian Liviu Albu, Ion Ghizdeanu, Mioara Iordan, "Modèle d'estimation de l'économie informelle au niveau macroéconomique: Quelques considérations théorétiques et méthodologiques" *The Romanian Economic Journal*, Year 11, no. 27, 2008.

²²² Les données sont calculées selon la méthode de l'électricité et portent sur l'année 1999.

²²³ Agus Kacem (), et Eric Friedmann, Simon Johnson, * Daniel Kaufmann, et Pablo Zoido-Lobaton (),

²²⁴ Eric Friedmann, Simon Johnson, * Daniel Kaufmann, et Pablo Zoido-Lobaton (),

²²⁵ Idem

²²⁶ Friedrich Schneider, "Size and measurement of the informal economy in 110 countries around the world, 1990-2002, Australian National University, ANU Centre for Australia

²²⁷ Idem

²²⁸ L'information est disponible sur le site internet suivant: <http://www.kuriat.com/etude-economie-informelle>

²²⁹ Selon une estimation de l'Union tunisienne de l'industrie, du commerce et de l'artisanat.

2- Méthode monétaire : cash-dépôts

2.1- Méthodologie

Initiée par CAGAN (1958)²³⁰, la méthode monétaire, dite du "Cash" trouve son origine et sa justification dans le règlement en espèces des transactions.

L'approche suppose que les agents économiques recourent à ce genre de pratique pour s'adapter au mode de paiement en place et/ou pour échapper au contrôle administratif et fiscal par dissimulation des justificatifs et des traces des transactions.

La plupart des économistes imputent les transactions en espèces à la pression fiscale, le non-développement du système financier, la culture et la religion²³¹ des agents économiques.

Force est de signaler que l'intérêt de ce procédé réside dans la possibilité de capter aussi le flux des transactions illégales des entreprises formelles.

La méthodologie monétaire semble intéressante et adaptée au cas de l'économie du Maroc, dont le taux de bancarisation n'est que de 50% en 2010.

Concrètement, cette méthode stipule qu'une partie de la demande de monnaie peut être assimilée à un indicateur de l'économie informelle. En effet, une croissance de l'économie informelle occasionnera une demande supplémentaire de la monnaie et une augmentation du ratio espèces/dépôts chez les institutions bancaires. Le ratio cash/dépôts représente donc la part de l'économie informelle dans le PIB.

Cette méthodologie a été appliquée au seul cas marocain, faute de données suffisantes. Les séries de données utilisées sont en fréquence annuelle et couvrent la période 1990-2010. Elles sont issues du Ministère des Finances, des rapports du HCP et de la banque centrale du Maroc (Bank Al Maghreb).

2.1- Résultats.

Tableau 1 : la part de l'informel dans le PIB officiel du Maroc (en %).

Année	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Part de l'informel	42,6	36,9	36,1	35,9	35,6	35,5	35,3	35,5	34,6	35,0	33,5	30,0	28,8	28,1	27,4	27,2	25,2	26,1	25,0	25,9	25,3

Tableau élaboré par l'auteur à partir des résultats des estimations

L'application de la méthode monétaire annonce que l'économie informelle occupait une part très élevée dans le PIB du Maroc dans les années 1990. Cette part, qui reste encore importante en 2010, s'est réduite de quasiment 16% depuis 1990.

²³⁰ Cagan, P. (1958). "The Demand for Currency relative to the Total Money Supply", *Journal of Political Economy*.

²³¹ Les musulmans par exemple préfèrent ne pas traiter avec ou via les banques qui pratiquent l'usure.

En employant la même méthode, Yasser. A et al. (2008)²³² ont évalué l'économie informelle au Maroc à 44% du PIB en 2008 contre seulement 26% dans notre étude.

Ces deux estimations restent largement supérieures à celle du Haut Commissariat au Plan du Maroc (HCP), qui avance que l'économie informelle représente 16,30% et 14,30% du PIB en 1999 et en 2007.

Ces deux estimations restent largement supérieures à celle du Haut Commissariat au Plan du Maroc (HCP), qui avance que l'économie informelle représente 16,30% et 14,30% du PIB en 1999 et en 2007.

Cette divergence des résultats est due en priorité à la différence des méthodes d'estimation, puis à la critique qui souligne l'existence d'autres facteurs de demande de monnaie, comme l'épargne traditionnelle en espèces chez les ménages marocains²³³. Malgré ces critiques, l'approche du cash/dépôts reste plus utile car elle fournit des données à fréquence régulière contrairement aux enquêtes de terrain qui peuvent sembler plus fiables.

3- Méthode de l'électricité

3.1- Méthodologie

Il est communément admis que la consommation d'électricité doit correspondre à un volume de production. Pour vérifier cette hypothèse, plusieurs auteurs²³⁴ ont tenté d'explorer la relation entre l'électricité consommée et le volume de production. Plusieurs études ont conclu que l'élasticité PIB-Electricité est proche de 1. C'est dans ce cadre que plusieurs études pionnières, dont celles de Johnson. S et al. (1998)²³⁵ et Friedrich. S (2002) et Friedman. E et al. (2000)²³⁶, se sont penchées sur la question de l'estimation de la taille de l'économie informelle.

A l'instar de ces auteurs nous allons tenter d'estimer la taille de l'économie informelle en utilisant la méthode d'électricité²³⁷ en Algérie, en Egypte, au Maroc, en Tunisie et en Turquie.

Pour ce faire, nous admettons que le taux de croissance de la consommation d'électricité est proportionnel au taux de croissance du PIB.

Nous supposons aussi que le PIB officiel contient une part qui correspond à l'économie informelle²³⁸, sachant qu'il y a de forte chance qu'une partie ne soit pas incluse dans le calcul du PIB. Sur la base de cette hypothèse, nous allons donc extraire l'économie informelle des PIB des cinq pays.

²³² Yasser Abdih et Jiwon Kim. « Perspectives économiques régionales : Moyen-Orient, Afrique du Nord, Afghanistan et Pakistan, disponible sur le site du FMI (2011).

www.imf.org/external/french/pubs/ft/reo/2011/.../menap_chf.pdf

²³³ Cette hypothèse est plausible vu l'accessibilité du système financier et le niveau culturel de la société marocaine.

²³⁴ Par exemple : Gbadebo. Olusegun ODULARU et Chinedu Okonkwo (2009).

²³⁵ Johnson. S. Kaufman. D et Lobaton. P.Z (Mai. 1998) "Regulatory Discretion and the Unofficial Economy". *American Review*.

²³⁶ Eric Friedman, Simon Johnson, Daniel Kaufmann, Pablo Zoido-Lobaton (2000) "Dodging the grabbing hand: the determinants of unofficial activity in 69 countries. *Journal of Public Economics* 76 (2000) 459-493.

²³⁷ Malgré les critiques de Christian CHAVAGNEUX (1999) qui souligne que le gaspillage de l'énergie dans les pays en développement risque de fausser les résultats.

²³⁸ C'est le cas du Maroc selon la direction de la statistique. "Le nouveau système de comptabilité nationale au Maroc", page 52. 1993.

La technique consiste à calculer le taux de croissance de l'économie informelle (I) en déduisant du taux de croissance de la consommation d'électricité (E) le taux de croissance du PIB (PIB).

$$\text{Taux de croissance de (E) - taux de croissance du (PIB) = taux de croissance de (I)}$$

Après l'obtention de la série de taux de croissance de l'économie informelle, nous calculons la part de cette économie dans le PIB en se basant sur une valeur de référence donnée par les autorités ou par une étude empirique de référence.

Compte tenu de la non disponibilité d'informations officielles²³⁹ sur l'économie informelle dans les cinq pays, nous avons retenu les résultats de quelques études internationales de référence (tableau 2).

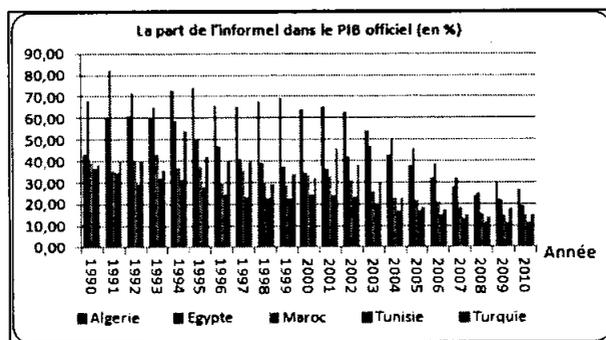
Les valeurs de référence de la part de l'économie informelle dans le PIB des pays étudiés sont présentées dans le tableau suivant.

Tableau 2 : Part de l'économie informelle dans le PIB selon quelques études.

La construction d'une série de données de l'économie informelle dans le PIB de l'Algérie, l'Egypte, le Maroc, la Tunisie et la Turquie nous permettra de décrire, analyser et comparer sa taille dans les économies de ces pays.

3.2- Résultats : taille de l'économie informelle

Graphique 1 : La taille de l'économie informelle dans le PIB officiel des cinq pays.



Graphique élaboré par l'auteur à partir des résultats des estimations

²³⁹ Résultats d'enquêtes gouvernementales par exemple.

À première vue, il apparaît que l'économie informelle occupe en général une place importante dans les économies des pays étudiés.

L'observation du graphique permet de distinguer deux groupes de pays. Le premier, composé de l'Égypte et de l'Algérie, est caractérisé par une économie informelle pesant, en moyenne 52% du PIB en Algérie et 45% en Égypte.

Le deuxième groupe contenant le Maroc, la Tunisie et la Turquie se caractérise quant à lui par une économie informelle dont la taille est généralement inférieure à celle du premier groupe. Elle s'élève en moyenne à 28% au Maroc, à 22% en Tunisie et à 31% en Turquie.

L'ensemble de ces résultats est en accord avec les estimations d'Anis Kacem et al.²⁴⁰ sur la période 1990-1997. Mais largement²⁴¹ inférieurs à notre précédente estimation et à celle de Yasser A et al (2008)²⁴² qui ont avancé que l'économie informelle représente, 34% du PIB en Égypte, 44% du PIB au Maroc et 30% du PIB en Tunisie.

En guise d'explication de ces résultats, nous constatons que la taille de la population (tableau 3) en Tunisie et en Égypte permet d'établir une corrélation positive entre le poids de l'économie informelle et la taille du marché local approximés par la population. En revanche, la situation de l'Algérie et de la Turquie infirme cette conclusion. En effet, l'Algérie, qui dispose d'une population inférieure à celle de la Turquie, a une économie informelle plus importante.

Tableau 3 : population des pays étudiés en millions

Pays \ Année	Algérie	Égypte	Maroc	Tunisie	Turquie
2009	34,1	83	34,8	10,4	76,8

Tableau élaboré par l'auteur à partir des statistiques de la Banque Mondiale

La taille du marché local est certes un déterminant du poids de l'économie informelle, mais elle ne peut pas en expliquer la totalité.

Ce constat peut être dû principalement à une difficulté de contrôle de l'ensemble du territoire²⁴³ et du marché local. Pour surmonter ces difficultés, l'État doit mener une politique de décentralisation et de déconcentration visant à rendre les régions plus autonomes en matière d'administration et de fiscalité des personnes et des entreprises. Les régions seront ainsi chargées de contrôler l'activité du tissu économique et forcées à collecter l'impôt nécessaire au financement de leur fonctionnement.

Le graphique suivant montre que la part de l'économie informelle dans le PIB suit généralement une tendance baissière sur l'ensemble de la période étudiée.

²⁴⁰ Article disponible sur le lien suivant :

http://www.ps2d.net/media/Kacem_Bensalah_Mrabet_integration.pdf

²⁴¹ Surtout en fin de période.

²⁴² Yasser Abdih et Jiwon Kim 2008, « Perspectives économiques régionales : Moyen-Orient, Afrique du Nord, Afghanistan et Pakistan », disponible sur le site du FMI (2011).

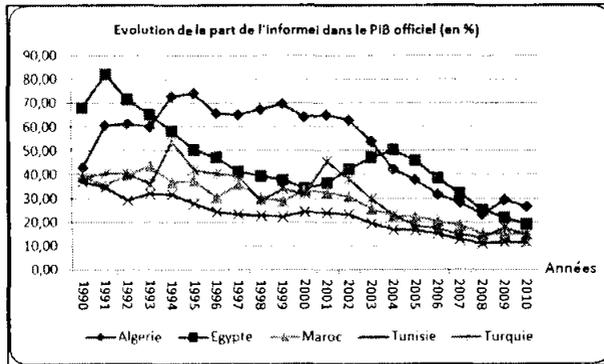
www.imf.org/external/french/pubs/ft/ro/2011/memup/3/ht/p03

²⁴³ Le cas de l'Algérie par exemple.

Elle s'établit à partir de 2007 à moins de 20% du PIB au Maroc, en Tunisie et en Turquie, et à moins de 30% en Algérie et en Egypte.

Sur la période 1990-1997, nos résultats rejoignent ceux de Anis Kacem et al²⁴⁴ qui annoncent une augmentation de l'informel en Algérie. Pour les deux autres pays du Maghreb, nos calculs illustrent une différence avec les résultats de ces auteurs qui ont constaté une forte augmentation de la taille de l'économie informelle au Maroc et en Tunisie.

Graphique 2 : Evolution de la part de l'économie informelle dans le PIB officiel



Graphique élaboré par l'auteur à partir des résultats des estimations

La baisse constatée de la part de l'économie informelle dans les économies des cinq pays est expliquée par les efforts fournis par les autorités ayant pris conscience des retombées négatives de l'économie informelle.

Les pays concernés ont donc dû appliquer les recommandations des institutions financières internationales (FMI et BM) des années 1980 en matière de modernisation de l'administration et du système financier.

Concrètement, les efforts pour réduire la taille de l'économie informelle consiste à mettre en place un système d'incitation à la déclaration et à la régularisation de l'activité. Ceux-ci passent par un assouplissement, une simplification des procédures administratives, et l'instauration d'exonérations fiscales incitatives. Ce système d'encouragement est souvent combiné avec des contraintes financières et administratives, comme les amendes ou les pénalités, de manière à limiter la fraude et l'activité du marché noir.

De plus, la réduction du poids de l'économie informelle doit absolument porter sur la modernisation du système financier afin de mettre le financement bancaire à disposition des petites unités de production informelles.

III- RELATION ENTRE ECONOMIE INFORMELLE ET POLITIQUES ECONOMIQUES.

I- Méthodologie et tests préliminaires à l'estimation des modèles VAR

²⁴⁴ Article disponible sur le lien suivant : http://www.ps2d.net/media/Kacem_Bensalah_Mrabet_integration.pdf

Dans ce qui suit nous allons étudier la relation entre l'économie informelle et les variables représentatives des politiques économiques. Il s'agit d'analyser les interactions de l'économie informelle avec des recettes fiscales en monnaies locales et le crédit intérieur au secteur privé en pourcentage du PIB. Ces deux séries de données sont issues des bases de données du Fonds Monétaire International (FMI) et de la Banque Mondiale (BM).

Les données nécessaires à mener ce travail ne sont disponibles que pour l'Egypte, le Maroc et la Tunisie, d'où notre choix de restreindre l'analyse à ces trois pays.

D'après la littérature économique, les modèles VAR, introduits par Sims (1980), permettent une analyse statistique entre les variables, sans avoir à imposer des restrictions ou à faire référence à une théorie en particulier.

Le modèle VAR met à notre disposition deux principaux outils d'analyse. Les fonctions de réponses impulsionnelles et les décompositions de la variance de l'erreur de prévision.

Nos modèles contiennent les variables suivantes: L'économie informelle (I), le crédit (C) et les recettes fiscales (RF) en Egypte (E), au Maroc (M) et en Tunisie (Tun). Après la sélection et le choix des variables, l'étude des propriétés stochastiques des séries constitue la première étape dans cette modélisation

Le test Augmented Dukey Fyler (ADF) révèle que nos séries sont stationnaires en première différence (voir tableau 3). Notre modèle VAR contiendra donc des séries en différence première.

Tableau 4 : propriétés stochastiques des variables.

Variables	Test ADF sur les variables en niveau			Conclusion : Test en niveau	Test ADF sur les variables en 1ère différence			Conclusion : Test en 1ère différence
	Valeur du test	Valeur critique	Retard		Valeur du test	Valeur critique	Retard	
MI	-3,35	-3,65	0	NS (T et C)	-5,61	-1,96	0	S
MC	-3,19	-3,71	3	NS (T et C)	-5,25	-3,02	0	S (C)
MRF	-1,77	-2,0	0	NS (T et C)	-14,28	-5,33	1	S (T et C)
EI	-2,84	-3,02	1	NS (C)	-4,70	-3,02	0	S (C)
EC	1,20	-3,65	0	NS (T)	-3,44	-3,67	0	S (T et C)
ERF	4,48	-2,02	1	NS	-5,33	-4,77	0	S (T et C)
TunI	-3,08	-3,67	1	NS (T et C)	-3,98	-3,02	0	S (C)
TunC	-2,13	-3,05	1	NS (C)	-2,04	-1,96	3	S
TunRF	2,80	-1,96	4	NS	-4,64	-3,79	4	S (T et C)

Tableau élaboré par l'auteur. Les valeurs critiques sont données à 5%. C: constante T: Trend S: stationnaire N: non

Les critères de choix du nombre de retard nous proposent de retenir le retard 1. Ce retard est d'autant plus utile car nos séries ne sont pas suffisamment longues pour appliquer un nombre de retard supérieur.

2- Résultats des estimations :

2.1- Economie informelle et recettes fiscales.

Plusieurs sont les études qui ont essayé d'établir un lien entre la pression fiscale et la taille de l'économie informelle.

L'objectif de cette partie du travail est d'essayer d'établir un lien entre la pression fiscale et la taille de l'économie informelle. Concrètement, il s'agit d'explorer l'effet de l'économie informelle sur la collecte des recettes fiscales.

Pour faire le point sur cette question, nous avons conçu un modèle VAR qui contient l'économie informelle et les recettes fiscales, dont les résultats sont présentés dans les paragraphes suivants.

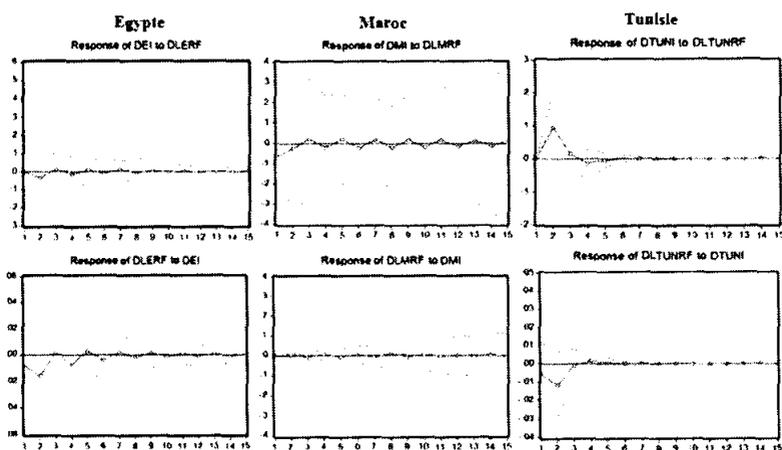
L'analyse des fonctions de réponses illustre qu'une augmentation des recettes fiscales produit un effet positif sur l'informel en Tunisie. Tandis que l'impact est négatif dans le cas de l'Egypte et du Maroc.

L'accentuation de la pression fiscale semble être à l'origine de l'augmentation du poids de l'économie informelle seulement en Tunisie.

Dans l'autre sens, l'augmentation de l'économie informelle se traduit par une baisse des recettes fiscales en Tunisie et en Egypte alors que l'impact est nul dans le cas du Maroc.

L'économie informelle qui échappe au contrôle et ne figure pas dans l'assiette fiscale représente donc un manque à gagner en termes d'impôts pour la Tunisie et l'Egypte. En revanche, l'insensibilité des recettes fiscales au poids de l'économie informelle au Maroc semble indiquer que ce dernier dispose d'un système d'imposition qui touche aussi la partie informelle de son économie.

Graphique 3 : Fonctions de réponses impulsionnelles de l'économie informelle et des recettes fiscales



Les résultats de la décomposition de la variance de l'erreur démontrent que l'économie informelle est expliquée par les recettes fiscales respectivement à (9%), 21%, et 1,3% au Maroc, en Tunisie, et en Egypte.

La pression fiscale ou l'évasion fiscale fait donc partie des déterminants du poids de l'économie informelle fortement en Tunisie et dans une moindre mesure au Maroc et en Egypte. D'où l'impact négatif (fonctions impulsionnelles) de cette dernière sur la capacité de collecte d'impôts dans les trois pays.

L'économie informelle au Maroc est peu dépendante du niveau des recettes fiscales. Il est donc fort probable que les agents économiques opérants dans l'informel ne le font pas à cause de la pression

fiscale, mais à cause d'autres facteurs (administratifs, culture de l'entrepreneuriat informelle, ...).

Quant aux recettes fiscales, elles dépendent du volume de l'économie informelle respectivement à 51%, 10% et 17% au Maroc, en Tunisie et en Egypte. Ces valeurs, relativement importantes, semblent logiques et attendues car les unités informelles et les agents de l'économie informelle ne paient pas ou peu de taxes.

Tableau 5 : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de l'économie informelle et des recettes fiscales

Egypte				Maroc				Tunisie			
Variance de l'erreur de prévision de l'ICE		ICE		Variance de l'erreur de prévision de l'ICE		ICE		Variance de l'erreur de prévision de l'ICE		ICE	
Dev	SE	Dev	SE	Dev	SE	Dev	SE	Dev	SE	Dev	SE
1	1137904	1000000	1000000	1	1022214	900000	900000	1	1045724	950000	950000
2	1142124	987500	1000000	2	1022214	880000	900000	2	1059000	950000	950000
3	1155000	980000	980000	3	1040000	850000	900000	3	1070000	950000	950000
4	1168000	980000	1000000	4	1050000	850000	900000	4	1080000	950000	950000
5	1180000	980000	1000000	5	1060000	850000	900000	5	1090000	950000	950000
6	1190000	980000	1000000	6	1070000	850000	900000	6	1100000	950000	950000
7	1200000	980000	1000000	7	1080000	850000	900000	7	1110000	950000	950000
8	1210000	980000	1000000	8	1090000	850000	900000	8	1120000	950000	950000
9	1220000	980000	1000000	9	1100000	850000	900000	9	1130000	950000	950000
10	1230000	980000	1000000	10	1110000	850000	900000	10	1140000	950000	950000
11	1240000	980000	1000000	11	1120000	850000	900000	11	1150000	950000	950000
12	1250000	980000	1000000	12	1130000	850000	900000	12	1160000	950000	950000
13	1260000	980000	1000000	13	1140000	850000	900000	13	1170000	950000	950000
14	1270000	980000	1000000	14	1150000	850000	900000	14	1180000	950000	950000
15	1280000	980000	1000000	15	1160000	850000	900000	15	1190000	950000	950000
16	1290000	980000	1000000	16	1170000	850000	900000	16	1200000	950000	950000
17	1300000	980000	1000000	17	1180000	850000	900000	17	1210000	950000	950000
18	1310000	980000	1000000	18	1190000	850000	900000	18	1220000	950000	950000
19	1320000	980000	1000000	19	1200000	850000	900000	19	1230000	950000	950000
20	1330000	980000	1000000	20	1210000	850000	900000	20	1240000	950000	950000
21	1340000	980000	1000000	21	1220000	850000	900000	21	1250000	950000	950000
22	1350000	980000	1000000	22	1230000	850000	900000	22	1260000	950000	950000
23	1360000	980000	1000000	23	1240000	850000	900000	23	1270000	950000	950000
24	1370000	980000	1000000	24	1250000	850000	900000	24	1280000	950000	950000
25	1380000	980000	1000000	25	1260000	850000	900000	25	1290000	950000	950000

Il est donc clair que les trois pays doivent élargir leur assiette fiscale pour récupérer plus d'impôts afin de financer les dépenses supplémentaires de développement.

Parmi les moyens de fiscalisation des activités de l'économie informelle dans ces pays, on trouve l'instauration d'un impôt synthétique²⁴⁵ sur les facteurs de production. Ce mode d'imposition basé sur les revenus potentiels et non effectifs constitue un impôt en amont. Ce dernier est vivement critiqué à cause des difficultés d'estimation des capacités de production, surtout dans les pays où les moyens humains et statistiques sont moins performants.

Pour pallier les difficultés de cette méthode, les autorités peuvent utiliser la formule dont le principe consiste à régionaliser la collecte de l'impôt. Les collectivités locales seront donc obligées d'appliquer la loi et de renforcer le contrôle afin de collecter l'impôt nécessaire à leur fonctionnement.

Le Maroc est déjà sur cette voie depuis l'adoption de la constitution de 2011, qui prévoit un élargissement de l'autonomie administrative et financière des collectivités locales.

²⁴⁵ Gautier Jean-François, Rakotomamonjy Faly, Roubaud François. La fiscalisation du secteur informel : recherche impôt désespérément. In *Tiers-Monde* 2001, tome 42 n°168 pp 795-815.

2.2- Economie informelle et crédit bancaire.

Les économies du Maroc, de la Tunisie et de l'Egypte sont financées en grande partie par le crédit bancaire. A titre d'illustration, la part du crédit dans le PIB du Maroc s'élève en 2010 à 103% contre 81% en 2000. L'importance du financement bancaire est confirmée par la faiblesse du financement direct²⁴⁶.

D'après la littérature économique, les banques constituent le principal vecteur de transmission des actions de la banque centrale. C'est pourquoi nous avons décidé d'analyser le lien entre le crédit intérieur et la taille de l'économie informelle. Cette étude nous permettra de mesurer l'impact du poids de l'économie informelle sur l'efficacité de l'action de la banque centrale.

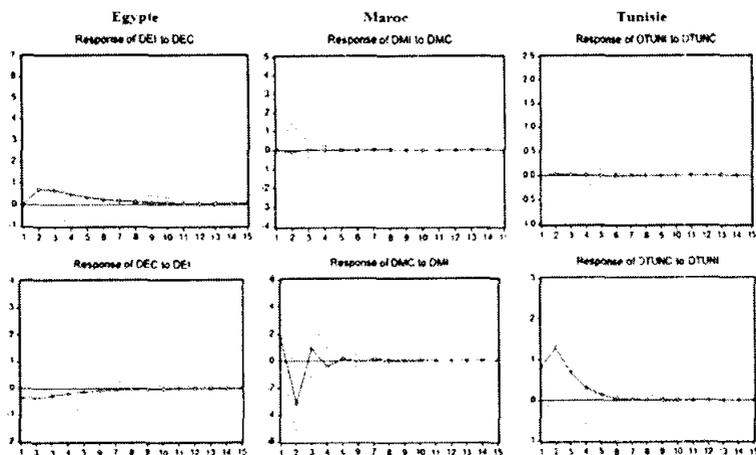
L'intérêt d'utiliser le crédit est double. Il s'agit de se positionner par rapport à l'efficacité de la politique monétaire via ce canal de transmission, et de saisir le recours des unités de production informelles aux financements bancaires.

Pour éclairer ce sujet nous avons conçu un modèle bivarié qui met en relation le crédit bancaire et la part de l'économie informelle dans le PIB.

Les résultats de nos estimations démontrent qu'un choc positif sur le crédit bancaire se traduit par une relance de l'activité informelle en Egypte, mais pas au Maroc et en Tunisie. L'impact du choc est négligeable et non significatif dans ces deux derniers pays.

Un accroissement de l'économie informelle provoque un effet positif sur le crédit bancaire en Tunisie, légèrement négatif en Egypte. Au Maroc, l'impact n'est pas très prononcé, il change de signe. Il est en effet positif la première année et négatif la deuxième.

Graphique 4: Fonctions de réponses impulsionnelles de l'économie informelle et du crédit



La décomposition de la variance de l'erreur de prévision montre que le crédit bancaire n'intervient pas dans l'explication de l'économie informelle, ni au Maroc, ni en Tunisie, et très faiblement en Egypte. Alors que l'économie informelle explique en grande partie le crédit bancaire en Tunisie et au Maroc. Le crédit en Egypte est peu sensible au poids de l'économie informelle.

²⁴⁶ Au Maroc par exemple, le nombre d'entreprises cotées est de 74 en 2010.

Tableau 6 : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de l'économie informelle et du crédit

Egypte				Maroc			Tunisie				
Variance Décomposition de DEI				Variance Décomposition de DMI			Variance Décomposition de DTUNI				
Per	SE	DEI	DEC	Per	SE	DMC	Per	SE	DTUNI	DTUNC	
1	4 597346	100 0000	0 000000	1	3 685446	100 0000	0 000000	1	1 693580	100 0000	0 000000
2	4 716416	97 75943	2 240565	2	3 938352	99 95451	8 045493	2	1 731110	99 96228	0 037722
3	4 759709	96 00072	3 999277	3	3 980778	99 95241	8 047585	3	1 734351	99 95031	0 049687
4	4 783968	95 04807	4 951926	4	3 937607	99 95192	0 048142	4	1 734627	99 94786	0 052139
5	4 739500	94 53707	5 428928	5	3 988741	99 95172	0 048219	5	1 734670	99 94742	0 052657
6	4 820748	94 33824	5 663756	6	3 989027	99 95177	0 048233	6	1 734671	99 94734	0 052665
7	4 876830	94 22094	5 779019	7	3 988968	99 95176	0 048235	7	1 734671	99 94733	0 052667
8	4 837346	94 16441	5 835593	8	3 988963	99 95172	0 048236	8	1 734671	99 94733	0 052667
9	4 878091	94 13663	5 863373	9	3 988964	99 95176	0 048236	9	1 734671	99 94733	0 052667
10	4 876457	94 12299	5 877018	10	3 988964	99 95176	0 048236	10	1 734671	99 94733	0 052667
11	4 89636	94 11628	5 883721	11	3 988964	99 95176	0 048236	11	1 734671	99 94733	0 052667
12	4 898725	94 11299	5 887014	12	3 988964	99 95176	0 048236	12	1 734671	99 94733	0 052667
13	4 898768	94 11137	5 888632	13	3 988964	99 95176	0 048236	13	1 734671	99 94733	0 052667
14	4 898790	94 11057	5 889427	14	3 988964	99 95176	0 048236	14	1 734671	99 94733	0 052667
15	4 898800	94 11818	5 889818	15	3 988964	99 95176	0 048236	15	1 734671	99 94733	0 052667

Variance Décomposition de DEI				Variance Décomposition de DMC			Variance Décomposition de DTUNC				
Per	SE	DEI	DEC	Per	SE	DMC	Per	SE	DTUNC	DTUNC	
1	2 655938	1 894256	98 10574	1	4 016375	16 20452	83 73548	1	2 333318	12 42910	81 57080
2	3 27098	2 499547	87 50015	2	5 117746	47 83287	52 16783	2	2 784587	30 46484	69 53516
3	3 519831	2 756653	97 24335	3	5 201020	49 44016	50 55954	3	2 862132	34 01663	65 98337
4	3 644904	2 869873	97 13013	4	5 218417	49 77637	50 22363	4	2 901572	34 67263	65 32737
5	3 724756	2 921988	97 07813	5	5 221047	49 82666	50 17334	5	2 904763	34 78740	65 21260
6	3 736878	2 946465	97 05354	6	5 221491	49 83523	50 18477	6	2 905302	34 80687	65 19313
7	3 748106	2 958309	97 04169	7	5 221587	49 83663	50 18337	7	2 905391	34 81813	65 18987
8	3 757078	2 964069	97 03593	8	5 221580	49 83686	50 18314	8	2 905406	34 81067	65 18933
9	3 7 6499	2 968884	97 83312	9	5 221582	49 83690	50 18310	9	2 905409	34 81876	65 18924
10	3 740179	2 968964	97 83114	10	5 221582	49 83690	50 18310	10	2 905409	34 81077	65 18923
11	3 741004	2 968941	97 83106	11	5 221582	49 83691	50 18309	11	2 905409	34 81077	65 18923
12	3 741040	2 969274	97 83073	12	5 221582	49 83691	50 18309	12	2 905409	34 81077	65 18923
13	3 741659	2 969437	97 83066	13	5 221582	49 83691	50 18309	13	2 905409	34 81877	65 18923
14	3 741707	2 969517	97 83048	14	5 221582	49 83691	50 18309	14	2 905409	34 81077	65 18923
15	3 741755	2 969557	97 83044	15	5 221582	49 83691	50 18309	15	2 905409	34 81077	65 18923

Ces résultats confirment l'hypothèse selon laquelle l'économie informelle ne se finance pas prioritairement par le crédit bancaire mais par d'autres moyens de financement²⁴⁷. Par contre, la sensibilité de l'activité informelle au crédit en Egypte peut s'expliquer par l'importance de la sous-traitance : les grandes entreprises²⁴⁸ sous-traitent une partie de leurs activités aux petites entreprises en leur accordant des facilités de paiement ou des avances. Autrement dit, l'activité formelle et informelle sont complémentaires.

Ces résultats démontrent que les acteurs de l'économie informelle ne sont affectés ni pas le volume du crédit ni par son coût. Cela met en avance la difficulté que rencontre la banque centrale dans l'influence des décisions des agents économiques opérant dans l'économie informelle.

La déconnexion entre l'économie informelle et le financement bancaire affaiblit la transmission de la politique monétaire, car le système bancaire est considéré comme le principal vecteur qui véhicule l'action de la banque centrale.

Il est donc indispensable de tenir compte de l'économie informelle lors de la mise en œuvre de la politique monétaire et l'analyse de son processus de transmission.

L'étude de la relation entre l'économie informelle, les recettes fiscales et le crédit prouve que l'économie informelle est à l'origine d'un manque à gagner pour l'ensemble des agents économiques

²⁴⁷ Autofinancement, aide familiale, microcrédit...

²⁴⁸ Ce genre d'entreprise est supposé se financer plus facilement auprès des banques que les autres entreprises.

CONCLUSION

Le poids considérable de l'économie informelle dans les 5 pays illustre une cohabitation de l'économie formelle et informelle.

L'exploration des interactions entre la taille approximative de l'économie informelle et les politiques économiques affirme que l'ensemble des agents économiques se trouve pénalisé par l'importance du poids de l'économie informelle.

En effet, les travailleurs de l'économie informelle ne bénéficient²⁴⁹ pas de la couverture sociale, ne cotisent pas à la retraite et ne peuvent pas évoluer grâce à la formation continue. Les unités informelles sont privées des avantages du financement bancaire (conséquent, régulier, etc.). Les banques de leur côté ont un manque à gagner en termes de crédits et de gestion des comptes des unités de production informelles. L'Etat quant à lui, est plutôt confronté à la difficulté de contrôle et de fiscalisation de l'économie informelle car cette partie de l'économie permet à plusieurs agents économiques d'échapper à l'impôt.

Dans le but de réduire la taille et la portée de l'économie informelle, il faut tout d'abord simplifier les formalités de création et de régularisation des entreprises. Parallèlement, les banques doivent assouplir et adapter leurs conditions d'octroi de crédits à la situation des unités informelles. Il faut également prévoir un fonds spécialisé dans l'aide à la "formalisation" des unités de production informelles.

Au final, l'ensemble de ces actions implique une progressivité des réformes, un partage des efforts entre l'Etat et les collectivités locales, et un engagement des autres agents économiques.

L'économie informelle a certainement des inconvénients, mais il faut tout de même lister ses atouts. L'informel offre un accès facile à l'emploi pour les non qualifiés et constitue une source de revenu non négligeable pour les ménages pauvres et les jeunes diplômés.

L'économie informelle représente également un amortisseur des crises économiques, puisqu'elle absorbe les nouveaux demandeurs d'emploi (surtout dans les pays où il n'y a pas de politique sociale). Elle peut aussi être une opportunité²⁵⁰ de développement et de croissance pour les unités informelles, avant d'affronter la concurrence des grandes entreprises.

²⁴⁹ Il s'agit plutôt d'une situation subie par le personnel.

²⁵⁰ *L'économie informelle avenir du tiers monde? Entretien avec Soto De Hernando. Propos recueillis par Dominique SICOT Alternatives Economiques n° 122 - décembre 1994*

BIBLIOGRAPHIE

- Abdlil, Y, Kim, J. " Perspectives économiques régionales : Moyen-Orient, Afrique du Nord, Afghanistan et Pakistan". 2008, disponible sur le site du FMI (2011). www.imf.org/external/french/pubs/ft/ftco/2011/11_menap_chf.pdf
- Barthélemy P. "Le secteur urbain informel dans les pays en développement : une revue de littérature". Revue Région et Développement N° 7-1998.
- Cagan, P., "The Demand for Currency relative to the Total Money Supply", Journal of Political Economy, 1958
- Chavagniez, C. " Economie informelle : les trois murs du PIB " *Alternatives Économiques* n° 174 -octobre 1999.
- Direction de la statistique, "Le nouveau système de comptabilité nationale au Maroc". 1993, page 52.
- Friedman, E, Johnson S, Kaufmann, D, Zoido-Lobaton, P, (2000) " Dodging the grabbing hand: the determinants of unofficial activity in 69 countries. Journal of Public Economics 76, 2000, pp 459-493.
- Gautier, J-F, Rakotonanana, F, Roubaud, F. "La fiscalisation du secteur informel : recherche impôt desespérément" In Tiers-Monde, 2001, tome 42 n° 168, pp. 795-815.
- Johnson S, Kaufman D and Lobaton P.Z. " Regulatory Discretion and the Unofficial Economy" *American Review*, 1998.
- Kacem, A, Ben Salah, M, Mrabet, R. "Libéralisation commerciale, économie informelle et capital social : vers un regard critique et application aux pays de Maghreb". Article disponible sur le site internet : http://www.ps2d.net/media/Kacem_Bensalah_Mrabet_integration.pdf
- Liviu Albu, I, Ghizdeanu, I, Iordan, M. "Modèle d'estimation de l'économie informelle au niveau macroéconomique. Quelques considérations théorétiques et méthodologiques" *The Romanian Economic Journal*, Year XI, no. 27, 2008.
- Odularu, G. O, Okonkwo, C. "Does energy consumption contribute to economic performance? Empirical evidence from Nigeria". *Journal of Economics and Business (EAST-WEST Journal of ECONOMICS AND BUSINESS)*, Vol. XII – 2009, No 2.
- Organisation Internationale Des Employeurs. "Economie informelle : approche des employeurs" novembre 2001.
- Roubaud, F. "Fiscaliser le secteur informel: Est-ce souhaitable, est-ce possible ?" *Projet MADIO* N° 9723 E, Mai 1997
- Schneider, F. " Size and measurement of the informal economy in 110 countries around the world". Australian National Tax Centre, ANU, Canberra, Australia, July 2002.
- Sicut, D. "L'économie informelle avenir du tiers monde ? Entretien avec Soto De Bernardo" *Alternatives Économiques* n° 172 -décembre 1994
- Swaminathan, M. "Understanding the "informal" sector – A survey" World Institute for Development Economics Research of the United Nations University, Working Papers 95, December 1991
- United Nations, Economic and Social Council, Economic Commission For Africa, African Center for Statistics, "Étude sur la mesure de, secteur informel et emploi informel en Afrique". Distr. Limited E/CN.ECA/ACS December 2007

Les effets de l'ouverture commerciale sur l'emploi: cas du secteur manufacturier au Maroc

Oumansour Nor-eddine

Doctorant à la FSJES de rabat-agdal
CEDoc- Groupe de recherche en Economie Appliquée
oumansour.33@gmail.com

Résumé

Cet article propose une évaluation empirique de l'impact de l'ouverture commerciale sur l'emploi. Il examine, dans le cadre d'un modèle de données de panel, l'estimation de l'impact des échanges commerciaux sur l'emploi dans le secteur industriel marocain. Pour cela, il est fait appel à des méthodes économétriques permettant de tenir compte de l'hétérogénéité des données afin d'aboutir à des conclusions présentant une certaine robustesse. Notre étude économétrique se base sur différentes méthodes d'estimation développées récemment dans le cadre des données de panel tirés à partir d'un échantillon de cinq secteurs industriels marocaines ; et sur une période allant de 1988 à 2009. Les résultats des estimations montrent que la valeur ajoutée et les variables mesurant les échanges commerciaux ont un impact positif sur l'emploi, tandis que le salaire agit négativement sur ce dernier.

Mots clés : *Libéralisation commerciale ; Emploi ; Salaires ; Données de panel, modèle à effets fixes.*

Abstract

Literature about the link between trade and labour market has generated a number of stylized facts, but many open questions remain. A common finding is that much of the shorter-run impacts of trade and reforms involve reallocation of labour or wage impacts within sectors.

This paper investigates effects of trade liberalization on employment using a specific factor trade model. Employment equations are estimated using data panel (1988-2009) for manufacturing sectors in Morocco. The impact of export expansion on derived labor demand was positive and statistically significant, indicating that the higher level of exports than previously presented employment opportunities for the country's large labor surplus. As far as imports are concerned, empirical observations indicate that imports did not necessarily negatively impact Morocco's employment level.

Keywords: *international trade, Employment, wages, Panel data, fixed effects model.*

I- INTRODUCTION

L'analyse des impacts des différentes politiques macro-économiques sur la répartition des revenus, sur la réglementation de la protection sociale, sur la productivité et sur l'emploi, est de plus en plus au centre des préoccupations aussi bien des pouvoirs publics, des syndicats, des organisations patronales que des chercheurs universitaires dans les pays en développement. Les principales politiques dont il s'agit sont les réformes fiscales, la libéralisation du commerce extérieur via la signature des accords de libre échange.

La libéralisation commerciale semble avoir entraîné une augmentation de la croissance et du revenu dans les pays en développement. Toutefois, les gains du libre-échange ne sont pas distribués équitablement au sein de la population, et la libéralisation commerciale a un coût important pour certaines personnes²⁵¹.

Par ailleurs, les deux dernières décennies ont été marquées par de multiples efforts de la part des économies en développement pour libéraliser leurs économies dans le but de les intégrer dans l'économie mondiale. C'est particulièrement le cas du Maroc qui a entrepris depuis quelques années la suppression progressive de certaines barrières tarifaires qui limitaient ses échanges. En effet, depuis les années 80, beaucoup de réformes ont été adoptées pour encourager les échanges et réduire les restrictions tarifaires et non tarifaires. Ces réformes ont été, le cas échéant, recommandées par les instances internationales comme condition à l'aide et comme moyen plus sûr pour assurer une transition rapide du développement. Ainsi, pour qu'il puisse alléger le fardeau de l'endettement qui pesait sur lui depuis le début des années 80 et bien avant de signer l'accord de libre échange avec l'UE²⁵², et dernièrement avec les États-Unis²⁵³ et avec d'autres pays²⁵⁴, le Maroc a opté pour la conditionnalité de la libéralisation de son économie.

Le débat portant sur le lien entre l'ouverture commerciale et l'emploi a suscité ces dernières années beaucoup d'intérêt. La théorie Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS) constitue l'outil d'analyse de référence le plus adopté pour étudier ce lien. Elle considère que chaque pays doit se spécialiser dans l'exportation des biens qui utilisent intensivement le facteur qu'il possède en abondance. La spécialisation selon les avantages comparatifs a pour conséquence l'expansion des secteurs utilisant le facteur abondant et le déclin des secteurs utilisant le facteur rare. Des transferts de main-d'oeuvre doivent s'opérer entre les secteurs en déclin et ceux en expansion.

Un autre résultat important du modèle HOS est le théorème Stolper-Samuelson qui énonce que, sous un certain nombre d'hypothèses assez restrictives à savoir rendements d'échelle constants, parfaite mobilité intersectorielle des facteurs de production, le libre échange se traduit par une hausse de la rémunération du facteur abondant et par une réduction de la rémunération du facteur rare dans chaque économie. L'effet du commerce extérieur sur le marché du travail est alors de nature essentiellement intersectorielle tout en supposant que les échanges ne modifient ni la nature de l'appareil productif ni le mode du fonctionnement de l'économie.

²⁵¹ Nina PAVENIK(2009)

²⁵² (Entré en vigueur en janvier 2000)

²⁵³ (Entré en vigueur en janvier 2006)

²⁵⁴ Pour les autres accords de libre échanges, il s'agit de l'accord avec les pays de la ligue des États arabes (entré en vigueur en janvier 1998), de l'accord avec les Emirats Arabes Unis (entré en vigueur en septembre 2003), de l'accord avec la Turquie (entré en vigueur en janvier 2006) et de l'accord dit quadrilatéral de libre échange, ou accord d'Agadir (entré en vigueur en mars 2007).

On adoptera dans le cadre de cet article une approche quantitative fondée sur un modèle économétrique sur données de panel, un modèle qui traite l'impact des échanges commerciaux sur le marché du travail pour le cas marocain.

Le reste du papier est organisé comme suit : La deuxième section comprendra une analyse théorique et les résultats des principaux travaux réalisés sur la relation entre les échanges et l'emploi. Il s'agit en fait de présenter et de justifier les hypothèses de la problématique. Dans la section suivante, on commencera par analyser le lien entre les échanges et l'emploi pour le cas du Maroc par le biais de certaines statistiques descriptives. Dans cette même section, une analyse de l'évolution du taux de chômage sera également présentée. La quatrième section sera consacrée à la présentation du modèle économétrique. Il y aura donc trois sous sections, la première exposera la structure théorique du modèle à estimer, une deuxième sera consacrée à la présentation des sources de données utilisées dans les estimations et une troisième, résumera les résultats des calculs économétriques.

II- LIBERALISATION COMMERCIALE ET EMPLOI : REVUE DE LA LITTÉRATURE ET ENSEIGNEMENTS EMPIRIQUES

L'impact de la libéralisation commerciale sur l'emploi et sur les salaires dans les pays en développement s'est trouvée au cœur des débats en matière de politique économique de développement au cours de ces dernières années.

Les travaux théoriques se rapportant à cette problématique peuvent être divisés en deux groupes en fonction des conclusions qu'ils sous-tendent²⁵⁵.

Dans le premier groupe, nous pouvons mettre tous les modèles néo-classiques de croissance ou de commerce international ; modèles qui insistent sur le fait que le protectionnisme, tel celui qui accompagne la stratégie d'industrialisation par substitution aux importations, est désavantageux pour les travailleurs des pays en voie de développement. Et sur le fait que le libre échange ou la libéralisation du commerce extérieur a des effets positifs, du moins à long terme, sur les salaires et l'emploi. Les analyses inhérentes au modèle de base de Heckscher-Ohlin et Samuelson soutiennent que l'augmentation du commerce liée à un effet d'ouverture conduira à une hausse significative des emplois dans les secteurs exportateurs et à une baisse dans les secteurs concurrencés par les importations.

En effet, Le théorème néo-classique place les facteurs de production au cœur de l'explication du commerce international. De ce fait, elle constitue le cadre d'analyse naturel de l'étude de l'influence des échanges sur le marché du travail. En particulier, le théorème de Stolper-Samuelson (1941), considéré comme la pierre angulaire de l'analyse théorique de l'impact du commerce international sur le marché du travail, montre que le commerce Nord-Sud peut effectivement être source d'inégalités dans les pays en développement. Il montre aussi que le libre échange, même source d'un gain global, occasionne des pertes pour certains facteurs de production, notamment pour le travail non qualifié dans les pays en développement.

²⁵⁵ Nous citons à titre d'exemple les travaux mentionnés par Wood (1991 et 1994) ; Rodrik (1990 et 1997). Freeman (1995), de Grossman et Helpman (1990), Berman, Bound et Griliches (1994) et Slaughter (1997), etc.

La littérature économique envisage le plus souvent l'impact des échanges sur le marché du travail comme un phénomène intersectoriel. Par exemple, les échanges Nord-Sud défavoriseraient les secteurs de main-d'œuvre qualifiée dans les pays industrialisés. La condition relative de la main-d'œuvre peu qualifiée dans les pays du Sud s'en trouverait désavantagée.

Le théorème de l'égalisation des prix des facteurs permet de conclure que l'ouverture aux échanges diminue la part du revenu national allouée au facteur de production rare. Mais cela ne préjuge en rien de l'évolution des rémunérations réelles. Comme le revenu national augmente dans une situation de libre-échange par rapport à l'autarcie, la variation de la rémunération réelle du facteur rare reste a priori indéterminée : c'est une moindre part d'un tout plus important. L'objet du théorème de Stolper-Samuelson est de lever cette indétermination.

Ce théorème offre une vision relativement simple et intuitive du problème, tout en mettant en relief certains enchaînements de causalités. Les hypothèses sont celles traditionnellement adoptées dans l'analyse néoclassique des échanges. Elles renvoient notamment au modèle micro-économique canonique des marchés de facteurs et de la concurrence, sans aucune imperfection.

Dans ce cadre, Stolper et Samuelson montrent que la rémunération réelle du facteur rare diminue avec l'introduction du libre-échange. Ainsi, en dépit de l'augmentation globale du revenu national, il existe, en termes réels, des perdants à l'échange.

Nous pouvons alors formuler le théorème de Stolper-Samuelson, selon la terminologie de Bhagwati (1959) de la manière suivante : le passage de l'autarcie au libre-échange diminue nécessairement la rémunération réelle du facteur rare.

De même, la théorie des proportions des facteurs reste un support principal de l'analyse de l'impact des échanges internationaux sur le marché du travail. Elle se base sur l'étude des conséquences des différences de dotations factorielles des économies et des intensités factorielles de production. Les pays en développement abondamment dotés en travail non qualifié, sont en effet clairement spécialisés dans la production des biens intensifs en ce facteur. Les pays développés, au contraire, se caractérisent par l'abondance du travail qualifié. Dans ce contexte, le commerce international influe sur le marché du travail au travers des variations qu'il engendre sur les prix relatifs des biens. Ils sont, hélas, aussi difficiles à observer qu'à utiliser²⁵⁶.

Dans le deuxième groupe en revanche, les analyses hétérodoxes vont tout à fait dans le sens contraire des précédents modèles en stipulant que la libéralisation des échanges extérieurs, préconisée par les institutions financières internationales en direction des pays en voie de développement, peut avoir des effets pervers sur le marché du travail. Ces effets se traduisent par une baisse du niveau de l'emploi et du salaire.²⁵⁷

Au niveau empirique beaucoup a été écrit, ces dernières années, sur l'impact du commerce international sur le marché du travail. La liste des revues de littérature sur ce sujet est elle-même déjà longue²⁵⁸, mais il y a peu d'études concernant les effets que pourraient induire l'évolution des échanges sur la composition de la demande interindustrielle de l'emploi, et sur le niveau des salaires dans les pays en développement. Ces travaux restent rares et fournissent des résultats très divergents. En premier, il y a lieu de citer les travaux néo-classiques -essentiellement ceux de la Banque Mondiale- qui soutiennent une corrélation positive entre l'ouverture à l'échange d'un côté et

²⁵⁶ Olivier Cortes et Sébastien Jean (1997).

²⁵⁷ Borjas et Ramey (1995) soutiennent que l'augmentation du salaire relatif des travailleurs qualifiés résulte d'un ralentissement de la croissance de l'offre de travail qualifié au cours des années quatre-vingts, et non de l'accroissement des échanges. Lawrence et Slaughter (1993) ainsi que Krugman et Lawrence (1994) excluent catégoriquement que le commerce Nord-Sud soit une cause importante des évolutions du marché du travail.

²⁵⁸ Autre nan exhaustif, citons : Cortes et Jean, 1995 ; Freeman, 1995 ; Lawrence et Slaughter, 1993 ; Cline, 1997 ; Richardson, 1997 ; OCDE, 2008, mais la polémique reste intense quant aux conclusions à en tirer. Nous citons aussi les travaux mentionnés par Krugman et Lawrence (1994), notamment : Dornbusch, (1992), Davis et al (1996), Deblock et Benessaïeh, (1997), Rutherford et al (1995), Greenaway, Hine and Milner (1998), Burgess et al (2000), Neary, P. (2001), etc

l'emploi de l'autre. Le raisonnement des auteurs partisans du consensus de Washington est le suivant : « la libéralisation commerciale, souvent incarnée dans l'expansion des exportations, stimule la croissance. Cette dernière engendre une demande de travail plus importante, et vu la loi de l'offre et de la demande, elle devrait s'accompagner d'un accroissement réel des salaires »²⁵⁹.

En second lieu, d'autres recherches, qui soutiennent le protectionnisme, mettent en cause ce type de raisonnement en montrant qu'une libéralisation commerciale accrue dans les économies en développement peut avoir des effets négatifs sur l'emploi et sur les salaires dans les secteurs concurrencés par les importations. A la limite, certaines de ces recherches admettent que les politiques de libéralisation commerciale peuvent être sans effet sur l'emploi et sur les salaires : surtout dans les secteurs exportateurs²⁶⁰.

Cependant, il ne fait nul doute que le protectionnisme porte préjudice aux consommateurs des pays en développement : d'un côté, il augmente le prix des produits importés, et d'un autre, il permet aux producteurs nationaux d'augmenter leurs prix. Le pouvoir d'achat des consommateurs s'en trouve alors réduit. De plus - et cela peut paraître moins évident - protéger les travailleurs et les entreprises nationales par de plus fortes taxes à l'importation ne n'amènera ni le chômage à baisser, ni le revenu des entreprises nationales à augmenter. Certes, cela limite les pertes d'emploi dans les secteurs en concurrence avec les produits importés ; mais on peut s'attendre à une réponse des autres pays qui vont à leur tour augmenter leurs taxes d'importation, ce qui mènera à une hausse du chômage et une baisse des revenus dans les secteurs d'exportation. Ainsi, en protégeant les emplois dans les secteurs d'importation, on en sacrifie d'autres dans les secteurs d'exportation.

De plus, une hausse des taxes sur les produits importés pèsera sur les coûts des entreprises qui se servent de ces produits dans leurs chaînes de production. Les revenus de ces dernières s'en trouveraient diminués ; ce qui pourrait les pousser à diminuer les salaires et à détruire des emplois.

En effet, l'observation empirique montre aussi que dans un ensemble de pays en développement, la part des travailleurs qualifiés dans l'emploi aurait progressé plutôt que diminué malgré la croissance de leur salaire relatif. En examinant l'effet de la libéralisation commerciale sur la demande de la main d'œuvre au niveau des entreprises tunisiennes, Mouelhi (2005) montre que les entreprises ne s'ajustent pas toutes de la même manière aux variations de la protection commerciale, et que la manière et le degré d'ajustement de l'emploi dans les entreprises sont largement tributaires des caractéristiques de ces dernières. Les estimations faites montrent que la réponse des firmes, suite à la libéralisation, varie entre les entreprises exportatrices et celles orientées vers le marché local. L'auteur avance que la thèse de biais technologique pourrait être donnée comme une explication à l'augmentation de la demande de la main d'œuvre qualifiée au niveau des firmes exportatrices. La réduction des tarifs douaniers ainsi que la concurrence étrangère stipule ces dernières à importer les nouvelles technologies, et pourrait donc augmenter la demande du travail qualifié²⁶¹.

²⁵⁹ Le « Consensus de Washington » est la table de la loi énonçant les dix commandements du libéralisme qui déterminent depuis 20 ans les politiques économiques mondiales. Ce consensus a été critiqué par beaucoup des économistes notamment par Joseph Stiglitz dans son livre *La Grande Désillusion*, publié en 2002, qui décrit comment ce Consensus a produit des effets inverses de ses objectifs affichés, en causant un enrichissement accru pour le nord et des difficultés sans nombre pour le sud.

²⁶⁰ Nous citons notamment certaines recherches mentionnées par Jansen, M., Lee, E. : Scimai et Pilat (1990) Zimmermann (1995), Freeman et Revenga (1995), Pack (1988).

²⁶¹ Saimi S.AAFI (2009), *technological innovations, mobility and skilled-labor demand: an analysis of Tunisian industries*.

III- STATISTIQUES DESCRIPTIVES

En raison des effets de la mondialisation et d'une ouverture plus marquée sur l'économie de marché et sur l'insuffisance de l'offre d'emploi des entreprises à absorber la croissance de la population active due à l'impact de la poussée démographique et à l'augmentation de l'activité féminine, le Maroc connaît un taux de chômage de l'ordre de 9,1% en 2010 contre 9,6 en 2008 qui traduit un écart quantitatif et qualitatif important entre l'offre et la demande de travail. Les jeunes, et plus précisément ceux diplômés, sont les principales victimes de cette situation.

III-1- Analyse de la structure du chômage

Le marché de travail marocain se caractérise par une forte pression de l'offre et un déplacement des déséquilibres vers le milieu urbain. Dans ce dernier, la structure du chômage fait ressortir une forte vulnérabilité des jeunes et un poids considérable du chômage de longue durée, se stabilisant à un niveau élevé. Le taux de chômage urbain des actifs âgés de 15 ans et plus a atteint 22% en 1999, 18,3% en 2005 et 13,7% en 2010.

En effet, le taux de chômage global des 15 ans et plus a enregistré en 2010 une baisse de près de 5 points par rapport à son niveau de 1999, passant de 13,9% à 9,1%.

Comme en 2005, le taux de chômage des femmes est plus élevé que celui des hommes : 11,5% contre 10,8%, soit près de 1 point de différence. Cependant, dans ces dernières années le taux de chômage des femmes a rejoint celui des hommes et tourne aux alentours de 9%.

Tableau 1 : Evolution du taux de chômage selon le milieu et le sexe

	1999	2003	2005	2007	2008	2009	2010
Urbain	22%	19,3%	18,3%	15,4%	14,7%	13,8%	13,7%
Rural	5,4%	3,4%	3,6%	3,8%	4%	4%	3,9%
Masculin	14,2%	11,1%	10,8%	9,8%	9,5%	9%	8,9%
Féminin	13,3%	12,2%	11,5%	9,8%	9,8%	9,5%	9,6%
Total (+15 ans)	13,9%	11,4%	11%	9,8%	9,6%	9,1%	9,1%

Source : Direction de la Statistique

Le taux de chômage varie aussi selon le milieu. En 2010, le taux de chômage enregistré 13,7% en milieu urbain et seulement 3,9% en milieu rural. Tandis qu'en 1999, les taux sont respectivement en milieu urbain et rural de 22% et de 5,4%.

En milieu rural, le taux de chômage a tendance à se replier en raison des flux migratoires et de l'extension des activités agricoles fortement utilisatrices de la main d'œuvre, les cultures irriguées et l'élevage. Les multiples programmes étatiques de « développement régional » incitant les ruraux à consolider leurs activités ou à s'installer à leur propre compte ont certainement contribué à ce recul.

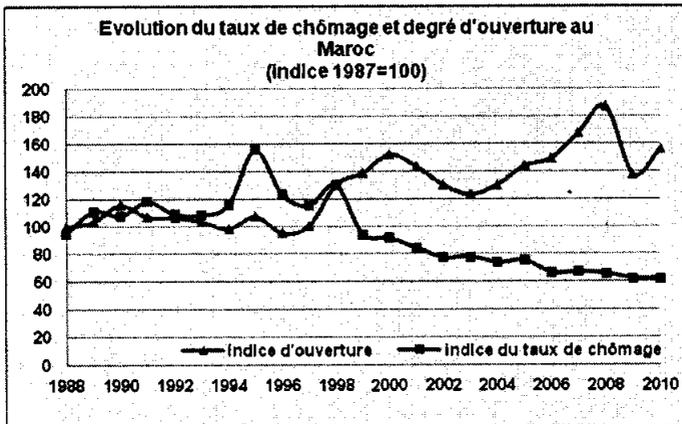
En milieu urbain, le chômage a persisté, nourri notamment de l'exode rural. Aussi, les privatisations de certaines entreprises publiques qui se sont souvent traduites par une compression de leur personnel ont contribué à ce mouvement.

De même, le taux de chômage pour les tranches d'âge comprises entre 15 et 24 ans avaient atteint 18%, soit le double du taux de chômage général (9,1%). Cette situation est due d'une part au système scolaire et de formation qui n'est pas connecté aux milieux économiques. Et d'autre part, les diplômés sont mal informés sur les conditions de travail et ses exigences, ainsi ils ont des profils qui ne répondaient pas aux attentes des entreprises et des aspirations salariales incompatibles avec la réalité du marché ; ce qui rend difficile leur première insertion.

III-2- Analyse du lien entre les échanges commerciaux et l'emploi total

La théorie des échanges ne permet pas de prédire un lien étroit entre l'ouverture aux échanges et le niveau total de l'emploi même lorsque l'emploi n'est pas totalement flexible²⁶², par exemple lorsque les facteurs de production sont spécifiques à certaines branches d'activité (Jones, 1971) ou lorsque les facteurs de production internes ne sont pas flexibles du fait de l'existence de salaires minima (Brecher, 1974)²⁶³.

Le graphique ci-dessous montre bien qu'il existe un lien étroit entre les échanges et le chômage total pour le cas marocain. Entre 1988 et 2010, le taux de chômage a diminué au Maroc de près de 38%, tandis que le taux d'ouverture²⁶⁴ de l'économie marocaine s'est passé de 37% à 60% soit une évolution de près de 36%. Ces évolutions divergentes donnent à penser que la libéralisation commerciale qu'a connue le Maroc ces dernières années a davantage impacté le taux de chômage.



Source : Direction de la Statistique, Calculs de l'auteur.

²⁶² Messerlin, P. « L'impact du commerce et des mouvements de capitaux sur le travail : une analyse du cas français ».

²⁶³ La plupart des études empiriques divergent sur le lien étroit entre l'ouverture aux échanges internationaux et l'emploi. Mais, le commerce extérieur est considéré généralement comme un moteur de la croissance, c'est-à-dire un élément dynamique de concurrence suffisamment puissant pour créer des emplois dans l'économie nationale (Leamer, 1993).

²⁶⁴ Total des exportations et des importations rapporté au PIB.

On s'attachera dans ce contexte à deux aspects : le lien entre les exportations et l'emploi et l'impact net des échanges sur l'emploi. On ne s'en tiendra pas uniquement à l'emploi total, en examinant également les effets par branche d'activité; en effet, s'il ne faut pas s'attendre à un impact des échanges sur l'emploi total, il faut s'attendre par contre à un impact sur la composition de l'emploi (le processus de spécialisation se traduisant par un certain redéploiement de la main d'œuvre entre branches d'activité).

Néanmoins, comme l'illustre le graphique ci-dessus, quand l'indice de l'ouverture augmente le taux de chômage diminue avec un an de décalage et inversement. Les tendances soulevées vont de pair avec la plupart des travaux empiriques relatifs aux effets de l'ouverture sur l'emploi au Maroc qui ont montré une causalité significativement positive.

IV- APPLICATION DU MODELE ECONOMETRIQUE

IV-1- La structure du modèle :

Nous proposons un modèle économétrique qui mesure les effets des flux d'échange sur la structure de l'emploi dans les industries manufacturières marocaines.

Pour notre analyse économétrique, nous adoptons un modèle basé sur une fonction de production de type Cobb-Douglas de la forme :

$$Q_i = A^\gamma K_i^\alpha L_i^\beta \quad (1)$$

Où : Q est la production réelle, K est le stock de capital et L est l'unité de travail utilisée. α et β représentent les élasticités de la production par rapport aux facteurs. γ permet au facteur de changer l'efficacité du processus de production et i représente les secteurs industriels.

Les entreprises, qui maximisent leur profit, utilisent le capital et le travail à des niveaux tel que la productivité marginale du travail est égale au salaire w et le produit marginal du capital est égal au coût c. En prenant ces conditions en compte, nous obtenons l'expression suivante :

$$Q_i = A^\gamma \left(\frac{\alpha L_i}{\beta} \cdot \frac{w}{c} \right)^\alpha L_i^\beta \quad (2)$$

En utilisant le logarithme et en reformulant l'équation (2), nous obtenons la fonction de demande suivante :

$$\ln L_i = \theta_0 + \theta_1 \ln \left(\frac{w}{c} \right) + \theta_2 \ln Q_i \quad (3)$$

Cette équation forme la base de la régression. En effet, puisque l'ensemble des données utilisées possède des éléments sectoriels variantes dans le temps, l'équation d'emploi estimée sur données de panel est de la forme :

$$\ln L_{it} = \beta_0 + \theta_1 \ln W_{it} + \theta_2 \ln Q_{it} + \theta_3 X_{it} + u_{it} \quad (4)$$

Où :

L_{it} est l'emploi total dans l'industrie i au temps t ,

W_{it} est le salaire réel moyen dans l'industrie i au temps t (déterminé par rapport à l'indice général de prix),

Q_{it} est l'output réel dans l'industrie i au temps t ,

X_{it} sont les variables qui affectent l'efficacité de la fonction de production,

β_0 est la constante.

u_{it} est le terme d'erreur qui se compose de trois éléments, μ_i est l'effet spécifique de l'industrie, λ_t est l'effet spécifique du temps et ν_{it} est le terme d'erreur aléatoire. ($u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \nu_{it}$)

X est le vecteur des variables exogènes qui peuvent être internes ou externes aux entreprises dans le processus d'élaboration des salaires. Dans ce modèle, nous prenons en compte l'influence de deux effets importants²⁶⁵: l'ampleur de la concurrence étrangère et le degré de pouvoir des salariés sur le marché. Ces effets ont été déduits par Milner et Wright (1998) en intégrant la part des échanges et le ratio emploi homme/emploi femme. Faute de données d'emploi par sexe, nous ne pouvons intégrer le dernier ratio. En revanche, nous introduisons des variables relatives aux échanges : les exportations et les importations par industrie.

IV-2- Sources de données

Sur la base du cadre présenté ci-dessus, l'estimation de l'impact des échanges commerciaux sur l'emploi a nécessité le choix de six variables : l'emploi total, le salaire, le stock du capital, les exportations, les importations et la valeur ajoutée. Le choix de ces variables est basé sur les soubassements théoriques ainsi que sur quelques études empiriques en la matière.

Notre objectif dans cette partie empirique est d'étudier les effets du commerce international sur l'emploi au sein des secteurs manufacturiers marocains. Certaines variables sont collectées à partir de plusieurs sources, notamment les données de l'enquête industrielle menée chaque année par le Ministère de l'Industrie, du Commerce et des Nouvelles Technologies, de la direction des Statistiques et de l'Office des Changes; alors que pour les autres variables nous les avons calculées nous-mêmes. Ces données s'étalent sur une période allant de 1988 à 2009 et portent sur les cinq secteurs de l'industrie manufacturière marocaine.

Les industries retenues sont les industries agroalimentaires (IAA), l'industrie du textile et habillement (ITH), les industries chimiques (ICH), les industries mécaniques et métallurgiques (IMM) et les industries électriques et électroniques (IEE).

²⁶⁵ Milner et Wright (1998)

IV-3- Résultats et discussions

Sur la base de la littérature théorique et empirique, et à l'aide des outils performants dont on dispose en économétrie des données de panel, on peut dégager deux grandes catégories de résultats. La première catégorie est relative à l'estimation de l'impact des échanges commerciaux sur l'emploi par un modèle à effet fixe, alors que la deuxième catégorie de résultats est spécifiée par un modèle à effet aléatoire.

IV-3-I- Estimation du modèle et présentation des résultats

Nos séries possèdent une double dimension : transversale (cinq secteurs retenues) et chronologique (de 1988 à 2009), ce qui permet d'accéder à une information plus riche en termes de variabilité. Nous aurons recours donc à une estimation de notre modèle sur données de panel.

A partir de l'équation (4), nous adoptons l'équation logarithmique (5) et (6) pour estimer les effets de l'ouverture sur l'emploi dans les industries manufacturières marocaines. Dans ce qui suit, nous estimons notre modèle économétrique selon la forme réduite suivante :

$$\ln L_{it} = \alpha + \beta_1 \ln X_{it} + \beta_2 \ln M_{it} + \beta_3 \ln VA_{it} + \beta_4 \ln indsa_{it} + u_{it} \quad (5)$$

Avec $i = 1, \dots, 5$, $t = 1988, \dots, 2009$ et u_{it} est le terme d'erreur pour l'industrie i à l'instant t .

L_{it} : L'emploi total de l'industrie i au temps t .

$indsa_{it}$: Le salaire réel moyen de l'industrie i au temps t .

VA_{it} : La valeur ajoutée aux prix du marché de l'industrie i au temps t .

X_{it} : Les exportations de l'industrie i au temps t .

M_{it} : Les importations de l'industrie i au temps t .

Les variables sont doublement indicées : un premier indice i caractérise le secteur considéré et un second indice t caractérise la période d'observation.

La lettre L utilisée signifie que l'on travaille avec le logarithme népérien, ce qui permet d'interpréter directement les paramètres de la régression comme des élasticités.

La question qui se pose consiste à savoir comment tirer parti de l'information considérable en termes de quantité et de variabilité qu'offre la double dimension transversale et longitudinale des données, et plus précisément comment tenir compte de l'hétérogénéité des comportements individuels afin de ne pas s'exposer à des biais d'estimation. Il existe deux choix :

- Si on suppose l'existence d'un effet individuel fixe, on retient alors un modèle à effets fixes.
- Par contre si on suppose que l'effet fixe est aléatoire, on doit alors retenir un modèle à erreur composée. Par opposition au modèle précédent, celui-ci postule que la prise en compte des spécificités individuelles est effectuée au niveau du résidu.

Pour ce faire, un certain nombre de tests doivent être effectués avant de procéder à l'estimation de notre modèle sur données de panel.

- **Test de présence d'effets individuels (Test de Fischer)**

Le test de spécification de Fischer nous amène à justifier le recours à l'utilisation de la technique d'estimation sur données de panel. Cette première étape consiste à vérifier s'il y a bel et bien présence d'effets individuels dans nos données.

L'hypothèse que nous voulons tester est celle-ci :

H0 : il n'existe pas d'effets individuels dans les données.

H1 : il existe des effets individuels dans les données.

La statistique de Fisher résultant de ce test est de (N-1, N(T-1)-K) degrés de liberté. La valeur de la statistique F est de 166,54 avec une P-Value de 0,0000. Ceci nous amène à confirmer l'existence d'une hétérogénéité intersectorielle dans les données²⁶⁶.

Par la suite, nous avons présenté le test de Hausman considéré comme étant un test plus général et plus approprié pour discriminer entre les effets fixes et aléatoires.

- **Test de spécification des effets individuels (Test de Hausman)**

Le test de Hausman (1978) est un test de spécification qui permet de déterminer si les coefficients des deux estimations (fixe et aléatoire) sont statistiquement différents. L'idée de ce test est que, sous l'hypothèse nulle d'indépendance entre les erreurs et les variables explicatives, les deux estimateurs sont non biaisés.

Le résultat de cette statistique est reproduit dans l'annexe, qui suggère l'adoption d'une spécification en termes d'effets fixes. En effet, La valeur du Khi-deux auquel conduit ce test dans le cadre de notre modèle est de 11,9 avec un niveau de significativité de 0,018 environ. Cette valeur du Khi-deux étant supérieur à celle du Khi-deux lu (4)²⁶⁷ nous acceptons donc l'hypothèse nulle selon laquelle les effets individuels doivent être considérés comme aléatoires.

- **Résultats d'estimation :**

Après la spécification du modèle à estimer, nous évaluons l'impact de l'ouverture commerciale sur l'emploi dans les industries manufacturières marocaines en estimant l'équation suivante :

$$\ln L_{it} = \alpha + \beta_1 \ln X_{it} + \beta_2 \ln M_{it} + \beta_3 \ln VA_{it} + \beta_4 \ln W_{it} + u_{it}$$

²⁶⁶Nous utilisons directement les résultats des tests programmés dans le logiciel Stata. Voir les résultats des tests de spécification en annexes. Le logiciel nous donne directement la p-value associée à ce test (F test that all $u_i=0$: Prob> F = 0,0000). En l'occurrence ici, cette pvalue est très largement inférieure au seuil de 5%, donc pour ce seuil, on rejette l'hypothèse nulle H0 d'absence d'effets.

²⁶⁷H suit un Khi - deux à K degrés de libertés, avec K est le nombre de variables explicatives. Si le Khi-deux calculées excède le Khi-deux lu, l'hypothèse nulle (d'absence de corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives) sera rejetée. En effet, la probabilité du test est inférieure à 10 % (Kpodar, 2005). le modèle à effets fixes s'avère le plus approprié, ce qui n'est pas le cas pour notre modèle.

Nous estimons cette équation en utilisant trois modèles économétriques : EF, EA et MCO. Nous présentons les résultats dans le tableau ci-après:

Tableau 2 : Estimation du modèle statique par MEF, MEA et les MCO

Estimateur	Modèle à effets fixes	Modèle à effets aléatoires	MCO
Variables			
lva	0,41 (0,000)	0,81 (0,000)	0,81 (0,000)
lindsa	-0,85 (0,000)	-0,92 (0,000)	-1,86 (0,000)
limp	0,011 (0,04)	0,022 (0,008)	-0,15 (0,000)
lexp	0,11 (0,000)	0,015 (0,000)	0,20 (0,000)
Constante	6,60 (0,000)	3,01 (0,004)	6,52 (0,000)

Source : estimations de l'auteur.

*Sous les coefficients estimés les p-valus de t-student

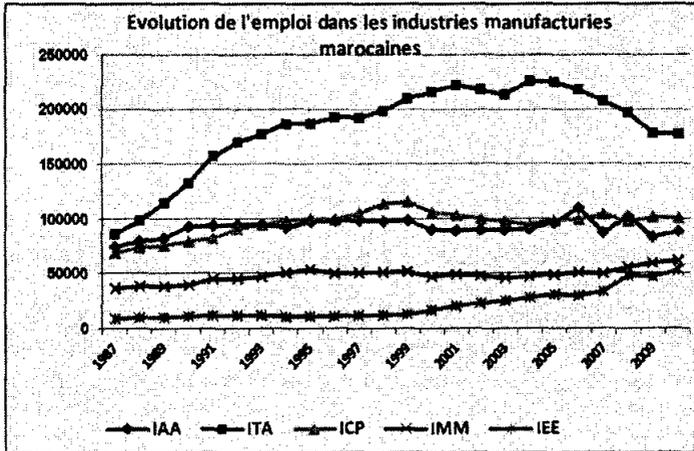
Généralement, les valeurs obtenues dans ces estimations renvoient à celles obtenues dans la littérature, que ce soit du point de vue de leur signe ou de leur valeur absolue.

Il ressort que le modèle est assez acceptable statistiquement vu que tous les coefficients sont significativement différents de zéro. De même, la valeur P de la statistique F conduit à rejeter l'hypothèse nulle de l'absence de significativité globale de l'équation estimée.

La valeur du coefficient de détermination R^2 montre que l'ensemble des variables explicatives du modèle ainsi spécifié ont une influence sur la variable dépendante.

En effet, et d'un point de vue économétrique, les résultats sont globalement satisfaisants ; les signes et les valeurs des élasticités sont plausibles. Bien évidemment, ce qui nous intéresse davantage, c'est la valeur de l'élasticité de l'emploi par rapport aux exportations et aux importations qui sont égal respectivement à 0,11 et 0,011; ces élasticités sont donc positives, ce qui est compatible avec l'approche théorique. Ce résultat permet de déduire que l'activité du commerce extérieur marocain est créatrice de nouveaux emplois dans les industries manufacturières. Par ailleurs, le Maroc a adopté depuis des années une politique de promotion des exportations. Durant ces dernières années, la création d'emploi est surtout due au secteur textile et habillement intensif en main d'œuvre peu qualifié et premier exportateur.

De même, l'élasticité de l'emploi par rapport à la valeur ajoutée est égale à 0,41 d'un signe positif. Enfin, les salaires sont corrélés négativement et significativement (à 1%) avec l'emploi. l'élasticité de l'emploi par rapport à l'indice de salaire est égale à -0,85 ; ce qui est compatible avec la théorie économique.



Source : Ministère de l'Industrie, Enquête industrielle.

Globalement, l'ouverture du Maroc aux échanges a contribué à la création de l'emploi dans toutes les industries manufacturières marocaines. Cette création est surtout enregistrée dans les industries exportables telles que l'industrie textile et habillement (ITA). En outre, l'augmentation de l'effectif employé dans les industries manufacturières est due à l'entrée de la femme marocaine sur le marché du travail et à sa participation croissante à la vie active. Cette demande de travail supplémentaire était, dans une large mesure, absorbée par les industries manufacturières.

CONCLUSION

Le débat sur le lien entre le commerce et l'emploi a sensiblement progressé depuis le milieu des années 1990. Il a montré que les échanges entre les pays ont eu une influence, mais certainement pas prédominante sur l'emploi. Le rôle du progrès technique et du commerce entre les pays, voire celui de l'évolution de la demande des ménages vers des biens moins intensifs en travail peu qualifié, est apparu comme tout aussi important, dans les travaux théoriques comme dans les études empiriques. Certaines arrière-pensées sont venues toutefois obscurcir ce débat. Les tenants d'une politique protectionniste à l'égard des pays en développement n'ont eu de cesse de vouloir leur imputer l'aggravation de la situation du marché de l'emploi. Par réaction, de nombreux économistes se sont acharnés à nier tout lien, en rejetant l'explication sur le progrès technique.

Il y a dans la littérature économique un grand nombre d'études empiriques qui analysent les incidences des échanges sur l'emploi. Différentes approches ont été adoptées pour examiner cette question et jusqu'à présent aucun message clair ne se dégage de ces études. La seule conclusion générale qui peut être justifiée, c'est que les incidences sur l'emploi dépendent d'un grand nombre de facteurs propres à chaque pays.

L'étude des effets de la libéralisation commerciale sur l'emploi au Maroc nous donne l'occasion de voir quels sont les points essentiels pour une intégration réussie dans le commerce mondial. Dans ce cas précis, il s'agissait de prévoir des politiques de réaffectation de la main d'œuvre, surtout dans les secteurs les plus exposés à la concurrence. Le marché national joue aussi un rôle important car seul son développement permet une distribution plus large des bénéfices de l'ouverture commerciale.

Par ailleurs, l'étude économétrique traduit un effet positif des échanges commerciaux sur l'emploi dans tous les cas envisagés dans ce travail. Une augmentation d'un point des importations induit une hausse de 0,1% de l'emploi dans le cas du modèle à effet fixe et une augmentation de 0,2% dans le cas du modèle à effet aléatoire. Tandis qu'une augmentation d'un point des exportations induit une amélioration de 1,1% de l'emploi dans le cas du modèle à effet fixe et une amélioration de 0,15% dans le cas du modèle statique.

Bibliographie:

- Aussilloux, V. et Benaroya, F., «Commerce, emploi et inégalités », Cahiers français, Mondialisation et inégalités, n°305, 2001.
- Baldwin, R., «des effets des échanges et de l'investissement direct international sur l'emploi et les salaires relatifs», in Revue économique de l'OCDE, n° 23, 1994.
- Borjas, G., and Ramey, V., «Foreign competition, market power, and wage inequality», Quarterly Journal of Economics, N° 110, 1995, pp.1075-1110.
- Borjas, G., Freeman R., and Lawrence, K., « On the Labor Market Effects of Immigration and Trade», Immigration and the Work Force. Chicago: University of Chicago, Press and NBER, 1992, pp. 213-244.
- Catin, M., et Mouhoud, M., «Développement économique et ouverture des pays méditerranéens», in Région et Développement n° 25, 2007.
- Chusseau, N., et Hellier, J., «Impacts de l'ouverture Nord-Sud sur le progrès technique et les inégalités salariales ». in Revue économique, Volume 58, n°2, 2007.
- Cline, W., «Trade and Income Distribution», Institute for International Economics, Washington, D.C. 1997.
- Cortes, O., et Jean, S., «Les échanges internationaux modifient la demande de travail ». in Revue d'Economie et Statistique, N° 301-302,1997.
- Cortes, O., et Jean, S., «Quel est l'impact du commerce extérieur sur la productivité et l'emploi ? Une analyse comparée des cas de la France, de l'Allemagne et des Etats-Unis». CEPIL, 1997.
- Délozier, B., et Montout, S., « Effets des nouvelles caractéristiques de la mondialisation sur les marchés du travail européens », in Economie et prévision, n° 177, 2007.
- Fontana, M., «Modeling the effects of trade on women, at work and at home: comparative perspectives» in Economie Internationale, n° 99, 2004.
- Freeman, R., «Are Your Wages Set in Beijing? », Journal of Economic Perspectives N° 9, 1995, pp 15-32.
- Gazier, B., « Economie du travail et du l'emploi », Paris, Ed Collaz, 1992.
- Hamermesh, D., «Labor demand», Princeton University Press, 1993.
- Haji, R., «L'impact institutionnel de l'accord de libre-échange Maroc/Etats-Unis sur l'Évolution de la politique marocaine du travail», Centre d'Etude sur l'Intégration et la mondialisation, 2009.
- Haouas, I., et Yagoubi, M., «Trade Liberalization and Labor Demand Elasticities: Evidence from Tunisia», Review of middle east Economics Finance, 2003.
- Haouas, I., Yagoubi, M., and Heshmati, A., «The Impacts of Trade Liberalization on Employment and Wages in Tunisian Industries», WIDER Discussion Paper, n°102.Helsinki, 2002.
- Haouas, I., Yagoubi, M., and Heshmati, A., «Labor-use Efficiency in the Tunisian's Manufacturing Industries: A Flexible Adjustment Model», 2002.
- Hoekman, B. et Winter, A., «Trade and Employment: Stylized Facts and Research Findings», Development Research, Group World Bank, 2005.
- Jansen, M., and Lee, E., «Trade and Employment», A joint study of the International Labour Office and the Secretariat of the World Trade Organization, WTO Secretariat, Switzerland, 2007.
- Krugman, P., and Lawrence, R., «Trade, Jobs, and wages », Scientific American April 1994, N° 270.4, pp. 9-44.
- Lawrence, R., and Slaughter, M., «Trade and US Wages: Giant Sucking Sound or Small Hiccup? », Brookings Papers on Economic Activity, vol. 2, 1993, pp. 161-210.

- Leamer, E., «Wage Effects of a U.S.-Mexican Free Trade Agreement», In Peter M. Garber, MIT Press, Cambridge, 1993, pp. 57-125.
- Marouani, M.-A., «Ouverture commerciale, réformes fiscales et chômage en Tunisie. Une analyse en équilibre général intertemporel», in Revue économique, n°1 Volume 59, 2008.
- Messerlin, P., « L'impact du commerce et des mouvements de capitaux sur le travail : une analyse du cas français», Revue économique de l'OCDE, N° 24, 1995.
- Mirza, D., « Commerce et marché du travail en concurrence imparfaite », in économie et Statistique N°8 :363-364-365, 2003
- OCDE, «Améliorer le fonctionnement du marché du travail», in Études économiques de l'OCDE n°9, 2008.
- Pavcnik, N., « Libre-échange et développement : des gains partagés ? », la vie des idées, novembre 2009.
- Perrot, A., « Les nouvelles théories du marché du travail », Paris, Ed La Découverte, 1995.
- Saafi, S., «technological innovations, mobility and skilled-labor demand: an analysis of Tunisian industries», Laboratoire de Recherche sur l'Industrie et l'Innovation, N°206, 2009.
- Wood, A., «How Trade Hurt Unskilled Workers», the Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, N° 3, 1995, pp. 57-80.

ANNEXES

- Estimation par les MCO

```

Group variable: id           Number of obs   =   110
Time variable: tps          Number of groups =    5
Panels:      correlated (balanced)  Obs per group: min =   22
Autocorrelation: no autocorrelation      avg =   22
                                           max =   22
Estimated covariances   =   15      R-squared       =  0.8407
Estimated autocorrelations =    0      Wald chi2(4)    = 1297.33
Estimated coefficients   =    5      Prob> chi2      =  0.0000
    
```

	Panel-corrected						
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]		
lva	.8167577	.0359289	22.73	0.000	.7463383	.8871771	
lindsa	-1.866401	.1930744	-9.67	0.000	-2.24482	-1.487982	
limp	-1.547839	.0271786	-5.70	0.000	-2.080529	-.1015148	
lexp	.2048297	.0240858	8.50	0.000	.1576225	.252037	
_cons	6.520172	.9173089	7.11	0.000	4.722279	8.318064	

- Estimation du modèle à effets fixes

```

Number of obs   =   110
Group variable (i) : id           Number of groups =    5

R-sq: within = 0.7779           Obs per group: min =   22
      between = 0.8528           avg =   22.0
      overall = 0.7979          max =   22

F(4,101)       =   88.43
corr(u_i, Xb) = 0.6515         Prob> F         =  0.0000
    
```

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lindsa	-0.8584157	.1411102	-6.08	0.000	-1.13834	-.5784911

lva	.4186945	.0584725	7.16	0.000	.3027007	.5346882
lexp	.1190556	.0309473	3.85	0.000	.0576645	.1804466
limp	.0111738	.0257801	0.43	0.043	-.0399669	.0623145
_cons	6.607524	.8037093	8.22	0.000	5.013181	8.201867

sigma_u	.53980123
sigma_e	.13004339
rho	.94514607 (fraction of variance due to u_i)

F test that all u_i=0: F(4, 101) = 166.54 Prob> F = 0.0000

- Estimation du modèle à effets aléatoires.

Random-effects GLS regression Number of obs = 110
 Group variable (i) : id Number of groups = 5

R-sq: within = 0.6624 Obs per group: min = 22
 between = 0.8833 avg = 22.0
 overall = 0.8407 max = 22

Random effects u_i ~ Gaussian Wald chi2(4) = 554.26
 corr(u_i, X) = 0 (assumed) Prob> chi2 = 0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lva	.8167577	.0521287	15.67	0.000	.7145873 .918928
lexp	.0152829	.0412843	4.96	0.000	.0153914 .057455
lindsa	-0.926401	.2512637	-7.43	0.000	-1.358868 -0.373933
limp	-.0227839	.0379525	-4.08	0.008	-.2291695 -.0803983
_cons	3.010172	1.166623	5.59	0.004	3.233633 4.806711

APPROCHE BAYESIENNE D'ESTIMATION DU PASS-THROUGH DU TAUX DE CHANGE AUX PRIX

Ragbi AZIZ

*Université Mohammed V- Agdal Faculté des Sciences Juridiques,
Economiques et Sociales Rabat
Ragbi.aziz@gmail.com*

Résumé

Dans ce papier nous avons montré que le degré du pass-through des variations du taux de change au prix au Maroc est incomplet et faible. Les résultats mettent aussi en évidence que la réaction des prix des biens échangeables est plus importante que celle des prix des biens non échangeables. Ce résultat est conforme avec les postulats théoriques. Enfin, l'estimation du pass-through avec le VAR bayésien confirme les résultats obtenus par l'approche classique du VAR structurel.

Mots clés : *Pass-through, taux de change, politique monétaire et taux d'inflation.*

JEL classification : E52, F31

Abstract

In this paper we have shown that the pass-through of exchange rates to prices in Morocco is incomplete and weak. The results also confirm that the response of prices of tradable goods is higher than the price of non-tradable. This result is consistent with theoretical assumptions. Finally, the estimation of pass-through with the Bayesian VAR confirms the results obtained using the classical approach, structural VAR.

Keywords: *Pass-through, exchange rate, monetary policy and inflation*

JEL classification : E52, F31

1. INTRODUCTION

Depuis que le taux de change est devenu un important déterminant de la stabilité macroéconomique, plusieurs banques centrales ont intégré le degré de transmission des variations du taux de change aux prix locaux comme un indicateur pour la conduite de leurs politiques.

Les théories économiques qui traitent du phénomène du pass-through se réfèrent généralement à la loi du prix unique (LPU) et au principe de la Parité de pouvoir d'achat (PPA). Selon ces deux théories, le prix d'un même bien dans deux marchés différents (domestique et étranger) devrait être le même à l'équilibre. Ainsi, toute variation du taux de change est de nature à modifier le prix du bien libellé en devise, et par conséquent induire un changement proportionnel dans le prix du bien déterminé en monnaie locale. Ceci suppose qu'à long terme la transmission des variations du taux de change est complète, soit un pass-through égal à l'unité.

Par ailleurs, déterminer la réaction des différentes composantes de l'IPC face aux variations du taux de change rendrait efficace l'appréciation des tensions inflationnistes émanant de la volatilité du taux de change, à même de constituer une base de recommandation pour la conduite de la politique monétaire. Aussi, il est largement admis que le coefficient du pass-through est un input important pour la prévision de l'inflation et par conséquent de la conduite de la politique monétaire.

Dans ce sens, les banques centrales ayant adoptées le ciblage de l'inflation sont contraintes d'expliquer au public la déviation de l'inflation par rapport à sa cible. Et si le taux de change constitue une source de grande volatilité de l'IPC, qui est susceptible de réduire la capacité de la banque centrale à atteindre son objectif, la banque centrale est amenée à suivre de très près l'évolution du pass-through (Eckstein et Soffer (2008)). En parallèle, une baisse du pass-through diminue les pressions inflationnistes qui proviennent de l'étranger (Edwards (2006)).

Par ailleurs, il est souvent admis que les variations du taux de change se transmettent aux deux composantes de l'IPC : les prix des biens échangeables et les prix des biens non échangeables. Ainsi, les changements des prix des biens échangeables à l'étranger se transmettent aux prix locaux à travers deux canaux. Le premier est relatif aux prix des biens importés et lorsque ce dernier est coûteux il influence directement le prix de la composante importée dans l'indice des prix à la consommation. Le second canal est lié aux biens exportés et toute dépréciation de la monnaie locale rendra le prix de ces biens plus coûteux, sous l'hypothèse que le prix de ces biens soit déterminé à l'étranger.

Concernant la transmission des variations du taux de change aux prix des biens non échangeables, elle s'effectue selon deux mécanismes. Le premier est connu sous le nom "l'effet Balassa-Samuelson". Le second est relatif aux comportements des producteurs qui ont tendance à substituer les matières premières produites localement aux celles importées.

Ainsi et selon ces considérations, il demeure nécessaire d'examiner, d'une manière désagrégée, la relation entre le taux de change et les composantes de l'IPC. En effet, un constat empirique qui semble faire l'unanimité suggère que les variations du taux de change ne se transmettent pas au même degré aux différentes composantes de l'IPC. Toutefois, si la détermination du degré de pass-through aux prix a été largement traitée, les travaux qui se sont investigués sur la réaction des différentes composantes du prix aux variations du taux de change demeurent faibles et en particulier pour un pays en développement comme le Maroc.

Contrairement à l'abondante littérature empirique sur les effets des variations du taux de change sur l'IPC, la distinction entre le degré de transmission des variations du taux de change aux différentes composantes du prix était, jusqu'à récemment, a fait l'objet de moins d'attention de la part des économistes.

Edwards (2006) a examiné le phénomène du pass-through comme un mécanisme d'amortissement des chocs affectant l'économie et conclue que les prix des biens échangeables sont plus sensibles aux variations du taux de change que ceux des biens non échangeables. L'auteur conclut que la situation adéquate pour la conduite de la politique monétaire, est celle où les coefficients du pass-through pour les prix des biens échangeable et non échangeable sont faibles et différents, avec un pass-through pour les biens échangeables, supérieur à celui des biens non échangeables.

Belaisch (2003) estime le pass-through en Brésil pour les catégories suivantes de l'IPC : échangeable et non échangeable, administré et non administré. L'auteur observe que le pass-through des variations du taux de change à l'indice général des prix à la consommation est faible en Brésil sur la période 2001-2002. En sus, il conclut à un pass-through important pour les prix des biens échangeables, et un faible pass-through pour les prix des biens non échangeables. Les produits administrés réagissent plus rapidement au taux de change, quoique dans une moindre mesure, que les produits non-administrés.

Cette étude propose que ce faible pass-through est la combinaison d'un ensemble de facteurs comprenant une baisse du niveau d'activité économique du Brésil durant cette période et la préférence pour les entreprises d'ajuster leur marge de profit plutôt que d'augmenter le prix de vente de leur produit. Un deuxième argument est relatif à la possibilité des entrepreneurs de substituer les biens locaux qui sont disponibles par les produits importés. Enfin, il existe un faible ajustement des prix et des salaires des secteurs des biens non échangeables à même une anticipation des agents économiques que la dépréciation est temporaire.

Ainsi et sur la base des travaux empiriques en présence, quatre approches de mesure du pass-through sont à distinguer : Les méthodes économétriques à équation unique (Olivei (2002) et Campa et Goldberg (2005)), les modèles VAR (Faruqee H. (2006), McCarty (1999), et les modèles macroéconomiques structurels (Mwase, Nkunde, (2006) et Ca' Zorzi et al (2007)).

A la différence de ces travaux empiriques, nous proposons une estimation du pass-through avec une nouvelle méthode, moins restrictive, basée sur un VAR bayésien. Pour permettre une validation des résultats nous utilisons à l'instar de McCarty (1999) un modèle VAR structurel.

Ces deux méthodologies présentent d'importants avantages comparativement aux méthodes à équation unique. En effet, ces dernières ne distinguent pas entre les différentes catégories de chocs du taux de change (permanant ou transitoire) à l'encontre des deux autres approches. Dès lors, le choc structurel du taux de change est identifié à travers une décomposition des innovations, dans laquelle les fluctuations du taux de change sont supposées être dérivées de la dynamique de l'économie.

L'objectif de ce papier est donc de proposer une évaluation empirique du pass-through au Maroc. Il s'agit, en effet, de mesurer le degré de pass-through aux différentes structures de l'IPC et de vérifier dans quelle mesure l'hypothèse selon laquelle le pass-through aux biens échangeables est plus important qu'aux biens non échangeables est vérifiée.

De même, ce papier propose une explication quant à la dépréciation du dirham marocain observée depuis 2001 et qui n'a pas été accompagnée par des tensions inflationnistes. Une réponse possible tient du fait que les variations du taux de change ne se transmettent pas complètement aux prix à la consommation au Maroc.

Le reste de ce papier est structuré comme suit : La deuxième section présente quelques faits stylisés de la dynamique du taux de change et des prix au Maroc. Les approches de modélisation du pass-through adoptées (SVAR et BVAR) sont développées au niveau de la troisième section. Enfin, les résultats sont exposés au niveau de la dernière section.

2. DYNAMIQUE DU TAUX DE CHANGE AU MAROC

Le Maroc, selon la classification *de facto* du FMI (2010), adopte un régime conventionnel de parité fixe. Le dirham marocain est lié à un panier de devises composé principalement de l'euro et du dollar avec une pondération respective de 80% et 20%. Le choix de cette composition a pour objectif de réduire les fluctuations du dirham par rapport aux monnaies des principaux partenaires commerciaux.

Toutefois, la dynamique du taux de change effectif réel au Maroc est caractéristique à plusieurs égards. Une forte dépréciation de la monnaie nationale, observée sur la période 2001-2010, est plus importante en terme réel qu'en terme nominal en lien principalement avec l'évolution du différentiel d'inflation par rapport à la zone euro qui s'est inscrite dans un mouvement désinflationniste. L'appréciation observée sur la période 2008-2009 est attribuable principalement aux turbulences financières et à la forte volatilité des cours de change sur le marché international.

Cette évolution du TCER dissimule une disparité entre les deux devises constituant la parité centrale du dirham marocain. En effet, depuis 2003 le dirham s'est déprécié par rapport au dollar et s'est apprécié par rapport à l'euro. Cette tendance est susceptible de pénaliser la compétitivité-prix du Maroc sur le marché européen. Toutefois, en dépit de ce contexte de dépréciation du TCER, l'inflation au Maroc est modérée et évolue autour d'une moyenne de 1.7% durant la période 2000-2010. L'analyse graphique suggère aussi que l'inflation est plus stable que le TCER.

Par ailleurs, l'indice des prix des biens non échangeables évolue à un niveau plus important que celui de l'indice des prix des biens échangeables depuis 2007 (Voir Figures 1, 2 et 3). Cette évolution suppose ainsi l'existence d'un processus de rattrapage des secteurs des biens non échangeables par rapport aux secteurs des biens échangeables (effet Balassa-Samuelson).

Toutefois, les séries de l'IPC, l'IPC échangeable et l'IPC non échangeable, présentent des niveaux de volatilité relative à l'écart type du taux de change réel très proches. L'étude des fonctions des corrélations croisées anticipées indiquent qu'à court terme l'IPC global et l'IPC des biens échangeables sont mieux corrélés en comparaison avec l'IPC des biens non échangeables (Tableau 1).

Tableau 1 : Comportement du taux de change et des prix (Déviation par rapport à la tendance) 1990:01-2002:12

Variables	Volatilité relative au TCER	Corrélations croisées anticipées entre le TCER et l'IPC, IPCT et IPCNT							
		J=0	+1	+2	+3	+4	+5	+6	+10
IPC	2.81	0.15	0.12	0.11	0.09	0.08	0.06	0.06	0.05
IPCT	2.70	0.15	0.10	0.05	0.00	0.04	-0.09	0.13	0.25
IPCNT	2.92	0.05	0.002	0.04	0.09	0.13	0.181	0.22	0.33

Suivant la dynamique des prix et du taux de change, il apparaît clair que la réponse de l'inflation à la volatilité du taux de change peut être faible. A cet effet, Taylor (2000) suggère que dans une économie caractérisée par une faible inflation en l'on s'attend à ce que la transmission des variations du taux de change aux prix soit incomplète et faible.

Suivant ces considérations théoriques qui sont conformes aux faits stylisés présentés précédemment, le pass-through au Maroc devrait être faible. De même, la transmission des variations du taux de change aux prix des biens échangeables devrait être plus importante que celles des biens non échangeables.

3. APPROCHES DE MODELISATION

3.1. Var structurel

Nous adoptons la stratégie de modélisation telle qu'elle est proposée par Mwase (2006). Nous développons deux VAR structurels : le premier a pour objectif de capter la relation de court terme entre les prix des biens échangeables et le taux de change effectif réel et le deuxième sert à capter la dynamique de court terme entre les prix des biens non échangeables et le taux de change effectif réel.

Nous considérons, à cet effet, un système économique multivarié dans lequel l'output gap (gap_t) positif (ou négatif) représente l'excès de la demande (ou l'excès de l'offre), s_t est le taux de change effectif réel, p_t est l'indice des prix à la consommation des biens échangeables et ($ipch_t$) représente l'indice des prix harmonisé des pays partenaires. Ainsi, dans une période d'excès de la demande, nous anticipons une augmentation du niveau des prix des biens échangeables. Aussi, l'écart de la production est intégré pour capturer l'effet du cycle économique sur l'inflation. Le modèle VAR non contraint prend la forme suivante:

$$A(L)y_t = u \text{ avec } A(L) = \sum_{i=0}^p A_i L^i (1)$$

$A(L)$ est une matrice polynomiale de (4×4) avec L est l'opérateur de retard; $y_t = [\Delta ipch_t, \Delta s_t, \Delta ipct_t, \Delta gap_t]$ le vecteur des variables endogènes comprenant le logarithme de l'indice des prix harmonisé des pays partenaires ($ipch_t$), le logarithme du taux de change effectif réel (s_t), le logarithme de l'indice des prix des biens échangeables ($ipct_t$) et l'output gap (gap_t). Enfin, u_t est la

série des innovations. Ces dernières sont supposées être une combinaison linéaire des chocs économiques e_{it} indépendamment distribués, tel que:

$$u_{it} = \beta e_{it} \quad (2)$$

La présentation matricielle des chocs se présente comme suit:

$$\begin{pmatrix} u_{it}^{ipch} \\ u_{it}^s \\ u_{it}^{ipct} \\ u_{it}^{gap} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \theta_1 & \theta_2 & \theta_3 \\ \alpha & 1 & \theta_4 & \theta_5 \\ \beta & \gamma & 1 & \theta_6 \\ \delta & \chi & \varphi & 1 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} e_{it}^{ipch} \\ e_{it}^s \\ e_{it}^{ipct} \\ e_{it}^{gap} \end{pmatrix} \quad (3)$$

La détermination de la contribution des variations du taux de change dans la dynamique de l'inflation nécessite l'estimation de l'effet du choc exogène e_s sur l'indice des prix à la consommation des biens non échangeables.

Suivant Mwase (2006a), nous utilisons un modèle VAR structurel qui permet d'imposer des restrictions contemporaines basées sur des aprioris théoriques pour déterminer les différents chocs. Nous imposons ainsi des restrictions sur la structure de la matrice B pour la détermination des chocs structurels. Nous modélisons le choc des prix des pays partenaires comme un choc indépendant des variables constituant notre système soit :

$$u_{it}^{ipch} = e_{it}^{ipch} \quad (4)$$

Les autorités monétaires marocaines adoptent actuellement un régime de change fixe. Suivant cette condition nous supposons que la détermination de la dynamique du taux de change est exogène. Nous considérons ainsi que les mouvements inattendus du taux de change sont indépendants des autres variables macroéconomiques du modèle (équation 5).

$$u_{it}^s = e_{it}^s \quad (5)$$

Toutefois, nous supposons que les mouvements inattendus de l'indice des prix à la consommation sont dus à un mouvement inattendu des prix étrangers et à un choc structurel du taux de change. De même, il est supposé que les mouvements inattendus relatifs à l'excès de demande n'ont pas d'effet contemporain sur l'inflation (équation 6).

$$u_{it}^{ipct} = \beta e_{it}^{ipch} + \gamma e_{it}^s + e_{it}^{ipct} \quad (6)$$

Enfin, l'équation (7) suppose qu'un mouvement inattendu de l'output gap est dû à un mouvement inattendu du prix du pétrole, à la réponse instantanée à un choc structurel sur le taux de change et à un choc structurel des prix des biens échangeable, soit:

$$u_{it}^{gap} = \delta e_{it}^{ipch} + \chi e_{it}^s + \varphi e_{it}^{ipct} + e_{it}^{gap} \quad (7)$$

Le système de choc prend la forme suivante:

$$\begin{pmatrix} u_i^{ipch} \\ u_i^s \\ u_i^{ipct} \\ u_i^{gap} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ \beta & \gamma & 1 & 0 \\ \delta & \chi & \varphi & 1 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} e_i^{ipch} \\ e_i^s \\ e_i^{ipct} \\ e_i^{gap} \end{pmatrix} \quad (8)$$

Pour la détermination du degré de la transmission des variations du taux de change aux prix des biens non échangeables nous considérons un système composé de quatre chocs : choc de taux de change e_i^s , choc des prix des biens échangeables e_i^{ipct} , choc des prix des biens non échangeables e_i^{ipchn} et choc d'excès de la demande e_i^{gap} . La matrice des effets de court terme prend la forme suivante:

$$\begin{pmatrix} u_i^s \\ u_i^{ipct} \\ u_i^{ipchn} \\ u_i^{gap} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \theta_1 & \theta_2 & \theta_3 \\ \alpha & 1 & \theta_4 & \theta_5 \\ \beta & \gamma & 1 & \theta_6 \\ \delta & \chi & \varphi & 1 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} e_i^s \\ e_i^{ipct} \\ e_i^{ipchn} \\ e_i^{gap} \end{pmatrix} \quad (9)$$

La détermination des chocs structurels nécessite l'imposition des restrictions sur la matrice (9). Comme dans le cas du pass-through aux prix des biens échangeables, nous imposons que les chocs du taux de change sont exogènes, soit :

$$u_i^s = e_i^s \quad (10)$$

Nous supposons que les mouvements inattendus de l'indice des prix des biens échangeables sont dus à la réponse des mouvements inattendus du taux de change.

$$u_i^{ipct} = \alpha e_i^s + e_i^{ipct} \quad (11)$$

Toutefois, le choc des prix des biens non échangeables est la combinaison du choc du taux de change et celui des prix des biens échangeables. L'intérêt d'introduire les prix des biens échangeables est de tenir compte de l'effet Balassa-Samuelson, soit :

$$u_i^{ipchn} = \beta e_i^s + \gamma e_i^{ipct} + e_i^{ipchn} \quad (12)$$

Enfin, le choc de l'excès de la demande se définit comme suit :

$$u_i^{gap} = \delta e_i^s + \chi e_i^{ipct} + \varphi e_i^{ipchn} + e_i^{gap} \quad (13)$$

La matrice des effets contemporains prend finalement la forme suivante :

$$\begin{pmatrix} u_i^s \\ u_i^{ipct} \\ u_i^{ipchn} \\ u_i^{gap} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha & 1 & 0 & 0 \\ \beta & \gamma & 1 & 0 \\ \delta & \chi & \varphi & 1 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} e_i^s \\ e_i^{ipct} \\ e_i^{ipchn} \\ e_i^{gap} \end{pmatrix} \quad (14)$$

3.2. Var bayésien

Les modèles VAR à la Sim's ont été largement adoptés dans l'estimation des modèles macroéconomiques pour répondre aux insuffisances des modèles qui ont été utilisés à l'instar de la méthodologie de la commission de Cowles. Toutefois, cette méthodologie fut entachée de plusieurs faiblesses au regard de son inspiration forte des relations empiriques entre les différentes variables macroéconomiques. Ainsi, l'estimation d'un modèle avec plusieurs variables est souvent sujet de problème de sur-optimisation des paramètres.

Dans la première méthode d'estimation, nous avons corrigé ces problèmes de sur- optimisation par le recours à un VAR structurel. Dans un deuxième temps, nous proposons l'utilisation d'un VAR bayésien (BVAR). Ces modèles ont été introduits initialement par Litterman (1986) pour devenir de plus en plus adaptés pour l'analyse macroéconomique.

L'approche par le BVAR considère que les informations fournies à travers les données ne sont pas adaptées pour l'ensemble des dimensions et ne reflètent pas dans la plupart des cas la réalité économique. En effet, lors de l'estimation d'un modèle VAR standard on obtient souvent des coefficients dont la valeur est différente de 0, quoiqu'ils n'indiquent aucune relation économique pertinente. Dans ce sens, la contribution de ces variables est à ignorer ou à restreindre.

Bien que, le SVAR permet de répondre aux mêmes exigences, il demeure dépendant des restrictions imposées. Dans ce sens, la détermination des paramètres ne dépend pas des relations statistiques et économiques qui peuvent être identifiées lors de l'exercice d'estimation, mais plutôt des convictions de l'utilisateur du SVAR.

A cet effet, le BVAR permet n'en pas d'éliminer toute relation non économiquement justifiée mais plutôt de confronter la réalité économique avec les propriétés de la statistique inférentielle. En plus de ces raisons, l'estimation par l'approche bayésienne est recommandée pour les pays en développement qui ne disposent pas de données assez profondes.

Dans l'approche que nous proposons, le BVAR, les paramètres sont conditionnés par des distributions *à priori*. Ainsi, on peut facilement sélectionner les paramètres qui sont économiquement significatifs.

Litterman (1986) propose donc une nouvelle formulation du modèle VAR en considérant que les données utilisées pour l'estimation du modèle ont un caractère imprévisible. Ceci implique que chaque série peut être exprimée sous forme d'un processus autorégressif avec une composante déterministe et une composante aléatoire. Dans ce sens, la définition de la distribution *à priori* se concentre essentiellement sur cette composante aléatoire, qu'on note :

$$y_t - y_{t-s} = c + \varepsilon_t \quad (15)$$

Ainsi le modèle VAR peut être présenté sous la forme suivante :

$$y_{t,t} = c_i + \beta_{i1}y_{t,t-1} + \beta_{i2}y_{t,t-2} + \dots + \beta_{in}y_{t,t-n} - \xi_{i,t} \quad (16)$$

Avec β_{it} est le coefficient à estimer pour chaque retard des variables exogènes.

Normalement la restriction adoptée doit aboutir à un premier coefficient qui est égal à 1 et les autres sont égaux à zéro. Où ces deux valeurs représentent la moyenne des distributions *à priori*. Pour généraliser ces deux conditions, Litterman (1980) considère un écart type de la distribution des paramètres d'intérêt qui suivent une loi normale.

$$\beta_{it} \rightarrow N(1, \gamma_i^2)$$

Ainsi, afin d'estimer à l'aide de la méthode Bayésien le modèle VAR, nous devons spécifier les distributions *à priori* des différents coefficients, tout en admettant que ces paramètres sont des variables aléatoires. Les distributions *à postériori* sont obtenues en utilisant le théorème de Bayes.

Nous adoptons dans cet article la méthode Minnesota proposée par Litterman (1986). Cette approche est la plus utilisée dans les modèles macroéconomiques, pour définir les distributions *à priori*. Cette technique considère que la matrice des variances covariances des *à prioris* est diagonale et fixe. Ainsi, pour une équation du système VAR, nous pouvons noter que:

$$\gamma_i \rightarrow N(\bar{\gamma}_i, \bar{\Sigma}_i)$$

En utilisant le théorème de Bayes, les distributions à postériori sont données par:

$$\gamma_i / y \rightarrow N(\bar{\gamma}_i, \bar{\Sigma}_i)$$

avec:

$$\bar{\Sigma}_i = (\bar{\Sigma}_i^{-1} + \zeta_{ii}^{-1} Z'Z)^{-1}$$

et:

$$\bar{\gamma}_i = \bar{\Sigma}_i (\bar{\Sigma}_i^{-1} \gamma_i + \zeta_{ii}^{-1} Z'yi)$$

Les éléments de la diagonale ζ_{ii}^{-1} sont obtenus via les données disponibles.

4. RESULTATS ET INTERPRETATIONS

4.1. Données et tests de stationnarité

Les données utilisées dans l'exercice d'estimation du Pass-through marocain s'étalent sur une période allant de 1990 à 2010 en fréquence trimestrielle. L'utilisation des modèles VAR nécessite l'utilisation de variables stationnaires. Ainsi, des tests de racines unitaires et de stationnarité ont été effectués sur les variables d'intérêt. Le tableau ci-dessous regroupe les résultats obtenus:

Tableau 2 Tests de racines unitaires et de stationnarité

Test	ADF	PP	KPSS	Commentaires
IPC	I(1)	I(1)	I(1)	avec tendance
PIB	I(1)	I(1)	I(1)	avec tendance
IPCT	I(1)	I(1)	I(1)	avec tendance
IPCNT	I(1)	I(1)	I(1)	avec tendance
TCEN	I(1)	I(1)	I(1)	-
IPCH	I(0)	I(1)	I(1)	avec tendance

Les tests de racines unitaires et de stationnarité affirment que l'ensemble des séries se caractérise par une tendance déterministe (TS) sauf, pour le cas du "IPCH" dont la stationnarité est vérifiée. Dans cette perspective, les séries non stationnaires ont fait l'objet de correction visant à soustraire la tendance afin d'aboutir à des séries sans racines unitaires. Les séries transformées seront utilisées, par la suite, dans les exercices d'estimation.

4.2. Réponses impulsionnelles

Après l'estimation des modèles SVAR et BVAR nous analysons les réponses impulsionnelles. La figure 4 illustre l'impact d'une augmentation du taux de change sur les différentes catégories de prix qui correspond à une dépréciation ou à une baisse de la valeur de la monnaie nationale.

Les résultats de la dynamique des modèles suggèrent qu'un choc positif du taux de change conduit à une augmentation de l'inflation des prix des biens échangeable et non échangeable. Le degré et le délai de réaction des deux prix à une dépréciation de la monnaie diffèrent selon les deux modèles. Ainsi, nous observons que dans le cadre du modèle SVAR, la réaction des deux prix est instantanée. En revanche, l'indice des prix des biens échangeables réagissent d'une manière importante en comparaison avec l'indice des prix des biens non échangeables.

Ce constat confirme l'hypothèse selon laquelle les prix des secteurs exposés sont plus sensibles aux variations du taux de change que les prix des secteurs abrités. Par ailleurs, la réaction des deux prix dans le cadre des modèles BVAR n'est pas instantanée. L'augmentation de l'inflation des biens échangeables et non échangeables n'est observée qu'en 3ème et 4ème trimestres respectivement. La différence entre les deux réactions tient aux restrictions contemporaines introduites dans les modèles SVAR.

4.3. Estimation du pass-through

Le Pass-through ou la transmission des variations du taux de change aux prix est obtenue par la formule suivante:

$$PT_{t,t+j} = \sum_{i=1}^T P_{t,t+j} / \sum_{i=1}^T E_{t,t+j} \quad (17)$$

Avec $PT_{t,t+j}$ est la réponse impulsionnelle des prix suite à un choc du taux de change après un trimestre et $E_{t,t+j}$ correspond aux réponses impulsionnelles des chocs du taux de change. $PT_{t,t+j}$ est le rapport entre les réponses cumulées du prix suite aux variations du taux de change et les réponses cumulées du taux de change.

Les résultats des modèles suggèrent que, le pass-through au Maroc est incomplet et la transmission des variations du taux de change aux prix des biens échangeables est plus importante que celle diffusée aux prix des biens non échangeables. Ainsi, le pass-through aux prix des biens échangeables estimé par le SVAR et le BVAR est établi à 29% et 10% respectivement. Tandis que le pass-through aux prix des biens non échangeables est estimé à 1% par les deux modèles.

Ce niveau de pass-through est justifié par plusieurs raisons : (i) Contribuant à une faible volatilité du taux de change effectif réel, le régime de change fixe adopté par les autorités monétaires marocaines pourrait avoir un effet sur le niveau du pass-through. Darvas (2001) souligne à cet effet que le pass-through pourrait être moins important dans un régime de change fixe où les variations du taux de change sont considérées comme plus stables que dans le cas d'un régime de change flottant.

(ii) Le second facteur est lié au niveau de l'inflation qui demeure faible depuis les années 2000. Ainsi, Taylor (2000) suggère que la baisse de l'inflation conduite par une politique monétaire crédible entraîne une baisse de pass-through.

(iii) Le taux d'ouverture de l'économie marocaine qui est établi en moyenne à 50% suggère que le degré d'exposition de l'économie marocaine aux chocs des prix extérieurs serait modéré ou faible, contribuant ainsi à un faible pass-through. (iv) Nous supposons également que l'ajustement des prix dans les secteurs des biens non échangeables est plus rigide que dans les secteurs des biens échangeables.

(v) Enfin, nous supposons que ce faible pass-through est expliqué aussi par le mécanisme de compensation du prix des produit de première nécessité que les autorités marocaines appliquent pour soutenir le pouvoir d'achat des ménages. Ce mécanisme qui ajuste le prix du pétrole et de quelques produits agricoles considérés comme les plus volatiles sur le marché international, permet ainsi une faible transmission des variations du taux de change aux prix locaux.

5. CONCLUSION

Evaluer l'impact des variations du taux de change sur l'inflation est important en particulier pour le cas du Maroc, qui vise à adopter une politique monétaire de ciblage de l'inflation. Une compréhension approfondie en termes de degré et d'amplitude de l'effet des variations du taux de change sur les différentes catégories de l'indice des prix à la consommation est importante pour la conduite de la politique monétaire dans un contexte de ciblage de l'inflation.

Dans ce papier nous avons montré que le pass-through du taux de change au prix au Maroc est incomplet et faible. Les résultats mettent aussi en évidence que la réaction des prix des biens échangeables est plus importante que celle des prix des biens non échangeables.

Ce résultat est conforme avec les postulats théoriques. Aussi, nous avons montré que l'estimation du pass-through avec un VAR structurel est très proche de celle obtenue par un modèle VAR bayésien. Ces deux méthodes peuvent être utilisées comme des approches de validation.

Enfin, ce travail suggère que la dépréciation significative du taux de change effectif réel observée depuis 2001 n'a pas conduit à des tensions inflationnistes en raison de l'existence d'un pass-through incomplet des variations du taux de change aux prix.

RÉFÉRENCES

- Barhoumi, K., «Differences in Long Run Exchange Rate Pass-Through Into Import Prices In developing Countries: An Empirical Investigation», *Economic Modelling*, n° 23, 2006, pp926-951.
- Barhoumi, K., «Exchange Rate Pass-Through Into Import Prices In Developing Countries: An Empirical Investigation», *Economics Bulletin*, Vol. 3, n° 26, 2005, pp. 1-14.
- Belaisch, A. «Exchange Rate Pass-Through in Brazil », IMF Working Paper n° 03/141. 2003.
- Billmeier, A., Bonato, L., «Exchange rate pass-through and monetary policy in Croatia», IMF Working Paper, 2002, n°109.
- CaiZorzi M., Hahn E., and Sánchez M. «Exchange rate pass-through in emerging markets», Working Paper Series n°739, 2007, European Central Bank.
- Darvas Z. «Exchange rate pass-through and real exchange rate in EU candidate countries», National Bank of Hungary, Discussion paper n°10/01, 2001, Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank.
- Devereux M. B. «Monetary Policy, Exchange Rate Flexibility, and Exchange Rate Pass-Through», Proceedings of a Conference held by the Bank of Canada. <http://www.bankofcanada.ca/en/res/wp/2000/devereux.pdf>, 2000.
- Eckstein and Soffer, Y. «Exchange rate pass-through implications for monetary policy: the Israeli case». BIS Papers chapters, in Bank for International Settlements, volume 35. 2008. pp 333-343
- Edwards, S. «The Relationship Between exchange Spleens and Inflation Targeting Revisited», NBER Working Paper n°12163, Cambridge, Massachusetts, 2006.
- Faruqee, H., «Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area», IMF Staff Papers, n° 53(1), 2006, pp.63-88.
- Goldberg, L. S. and Campa, J. M., «The sensitivity of the CPI to exchange rates: distribution margins, imported inputs, and trade exposure», *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 92, n° 2, May 2010, pp 392-407.
- Litterman, Robert B. «Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions-Five Years of Experience», *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, vol. 4(1), January, 1986, pp 25-38.
- McCarthy, Jonathan . «Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies». Staff Reports n°111, 2000. Federal Reserve Bank of New York.
- Mwase, Nkunde. «An Empirical Investigation of the Exchange Rate Pass-Through to Inflation in Tanzania», IMF Working Papers n°06/150, 2006, International Monetary Fund.
- Olivei and Giovanni, P. «Exchange Rates and the Prices of Manufactured Products Imported into the United States», *New England Economic Review*, First Quarter, 2002.
- Taylor, John B. «Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms», *European Economic Review*. Elsevier, vol. 44(7), June, 2000, pp 1389-1408.

ANNEXES

Figure 1 : Evolution du taux de change effectif et inflation au Maroc 2000Q1-2010Q4

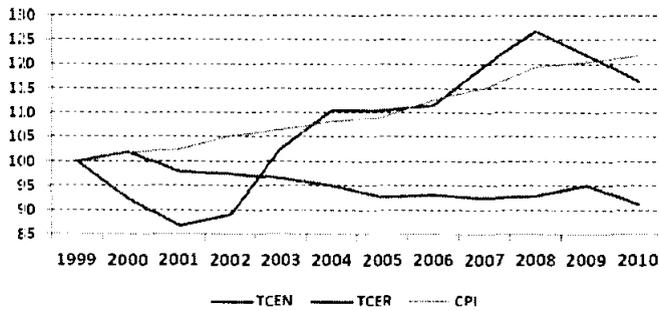


Figure 2 : Evolution du taux de change bilatéral et inflation au Maroc 2000Q1-2010Q4

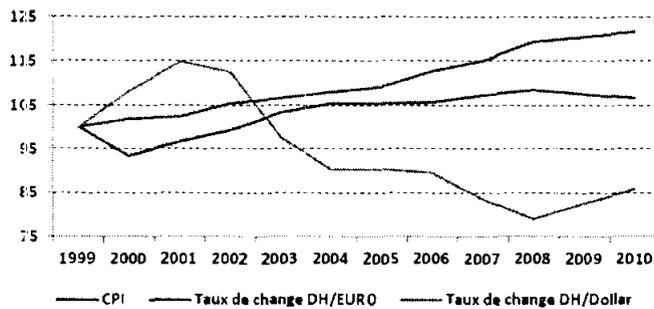


Figure 3 : Evolution du taux de change effectif et de la composante échangeable et non échangeable de l'IPC au Maroc 2000Q1-2010Q4

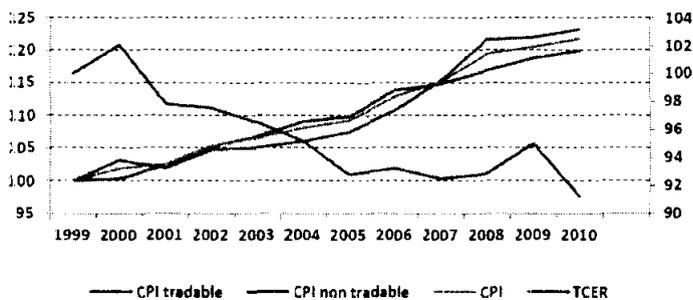


Figure 4 : Réponses impulsionnelles des prix aux chocs du taux chang

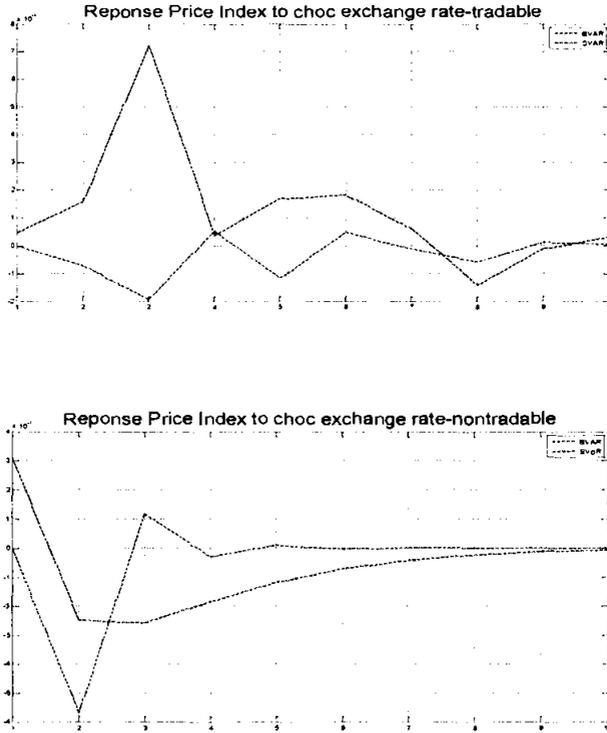
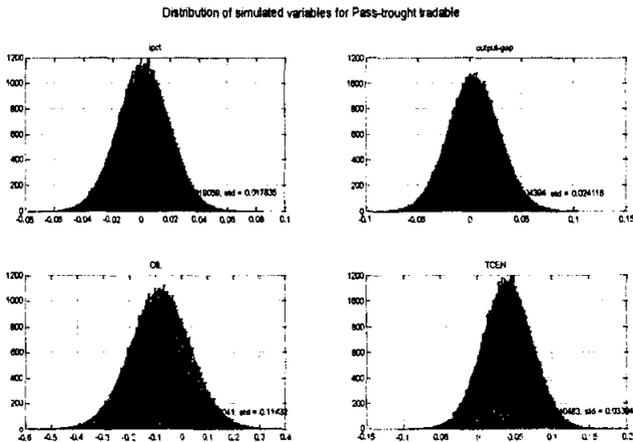
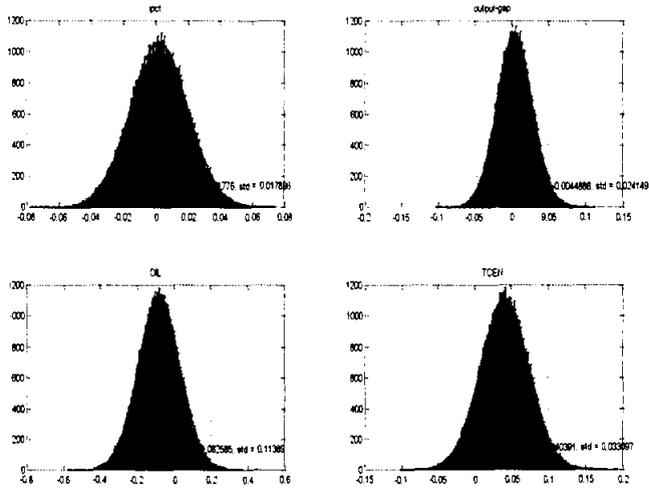


Figure 5 : Distributions des variables simulées à l'aide du BVAR



Distribution of simulated variables for Pass-through tradable



Sciences de Gestion

DEVELOPPEMENT ET VALIDATION D'UN INSTRUMENT DE MESURE POUR LA CONFIANCE ELECTRONIQUE

Ilham EL HARAOUI & Mohamed BOUSSETTA

Université Mohammed V-Agdal

Faculté des Sciences Juridiques, Economiques & Sociales

reach_ilham@yahoo.com, mboussetta11@gmail.com

RESUME

La confiance a joué un rôle primordial dans le développement des théories du marketing et du comportement du consommateur, soit en ligne soit dans l'environnement traditionnel et classique du commerce. C'est un concept qui a été récemment très cité dans les stratégies marketing des sites web marchands, mais qui a en parallèle beaucoup suscité l'intérêt des chercheurs vis-à-vis de sa mesure et les items qui le composent.

L'objectif de cet article est de développer et valider un instrument pour mesurer la confiance électronique. L'Analyse Factorielle Exploratoire ainsi que la valeur de l'Alpha de Cronbach ont été utilisées pour tester sa validité et sa fiabilité. Nous avons obtenu un instrument de mesure unidimensionnel et des résultats satisfaisants selon les normes en vigueur en sciences de gestion et surtout dans le domaine du comportement du consommateur. Cet instrument de mesure peut être ainsi utilisé aussi bien par les chercheurs que par les gestionnaires des sites web marchands, afin de mesurer la perception du consommateur vis-à-vis de la confiance électronique, ou dans d'autres recherches et analyses.

Mots-clés : Commerce électronique ; Confiance électronique ; Instrument de mesure ; Consommateur sud-coréen.

ABSTRACT

Trust has played a main role in the development of marketing and consumer behaviors' theories, either online or in the traditional environment of commerce. It's a concept that is recently often stated in the e-commerce's marketing strategies. On the other hand, it has raised the interest of the researchers concerning its measurement and the items that are behind.

The objective of this article is to develop and validate an instrument to measure the electronic trust. The Exploratory Factor Analysis and the Cronbach Alpha were used to check the validity and the reliability of our instrument. Our results show one-dimensional instrument to measure electronic trust, which is reliable and valid, based on statistical norms and consistent with the criteria required in the field of consumer behavior. This instrument can be therefore used by the websites' managers or the researchers to measure electronic trust or in other researches or analysis.

Keywords: Electronic commerce; Electronic trust; Instrument to measure electronic trust; South Korean consumer.

1. INTRODUCTION

La notion de la confiance a été définie et amplement discutée dans plusieurs recherches soit en sciences économiques, soit en sciences de gestion ou dans d'autres disciplines comme la sociologie et la psychologie. Il existe ainsi différents courants concernant la définition, la nature et l'importance du rôle que peut jouer la confiance dans les relations.

Pour les économistes, la confiance a une valeur économique et tourne autour du concept de risque. Elle est considérée comme l'un des supports stratégiques qui peuvent être à l'origine de la création de la valeur tout en diminuant les coûts, puisque les individus sont considérés comme des êtres rationnels et calculateurs.

Cette notion de la confiance a pris de l'importance dans les échanges économiques, où elle a généré une valeur ajoutée dans la théorie de l'échange, surtout sur le plan macro-économique. D'un autre côté, d'autres chercheurs en sciences économiques ont souligné que la confiance est une source de productivité et un vecteur de succès économique. Elle a été aussi considérée comme un élément essentiel à l'économie nationale, ayant des conséquences directes sur cette dernière. Ceci se justifie par le fait que seules les sociétés qui se situent dans un environnement qui se caractérise par un niveau élevé de confiance sociale sont supposées être en mesure de créer de grandes entreprises, qui seront les piliers pour la conquête de l'économie mondiale. La confiance peut ainsi jouer un rôle important dans l'explication du développement économique de plusieurs pays (Fukuyama, 1995).

Pour les sociologues, la confiance est un état de croyance et de présomption qui se conforme aux normes partagées au sein d'un groupe. Elle a été associée à la notion de capital social, à la sociabilité et à la capacité de coopérer sur la base de valeurs partagées et informelles. En fait, la confiance est en elle-même un mécanisme de confiance. Elle a été reconnue comme un élément fondamental du lien social, puisqu'une confiance réciproque favorise le rapprochement entre deux parties, en créant un référentiel commun, en adoptant des normes partagées et en réduisant la complexité (Luhmann, 1979). La confiance a été ainsi considérée comme indispensable pour la continuité d'une relation socialement équilibrée. Néanmoins, elle entraîne des éléments inévitables comme un risque ou un doute potentiel. Sa fonction principale a été considérée plutôt sous son usage sociologique que psychologique, puisque les individus n'auront pas d'occasions ou même de besoins de faire confiance en dehors des relations sociales (Lewis & Weigert, 1985).

Pour certains sociologues, la confiance a été définie comme une construction purement sociale qui répond à un besoin de sécurité. Elle a également été considérée comme indissociable de l'environnement social et culturel (Charreaux, 1998), qui à leur tour ne peuvent être séparés de l'environnement économique, d'où les propos de certains chercheurs qui considèrent que la confiance reste toujours un concept hybride et complexe.

Pour les chercheurs en psychologie, la confiance est définie comme un état psychologique interne, qui se manifeste par l'attente d'une partie que l'autre partie n'exploitera point sa vulnérabilité et qu'elle honorera ses engagements.

Dans cette discipline, on peut distinguer deux formes de confiance interpersonnelles. D'une part, on peut noter *la confiance cognitive* qui se base sur les croyances individuelles concernant l'autre partie et d'autre part, *la confiance affective* qui concerne les relations émotionnelles des individus.

La confiance a été aussi définie en psychologie comme un processus dynamique, puisqu'elle peut évoluer au fur et à mesure que la relation entre deux parties évolue. On peut même constater que certaines relations peuvent se développer sur la base d'une confiance cognitive, pour évoluer ensuite vers une confiance affective.

Notre objectif ici n'est pas d'explorer les différentes définitions et dimensions de la confiance, mais plutôt de souligner le fait que la confiance est une notion complexe et que ses définitions divergent quant au nombre de dimensions et aux multiples domaines où elle apparaît.

Ainsi, notre objectif dans cet article est d'explorer la notion de la confiance et de la confiance électronique en sciences de gestion et spécialement en marketing, en relation avec le comportement du consommateur. Nous puiserons alors dans la littérature afin de développer un instrument de mesure de la *confiance électronique* et ceci du point de vue du consommateur, en prenant en compte les spécificités du e-commerce.

2. CONFIANCE ET CONFIANCE ELECTRONIQUE

En sciences de gestion, la confiance a été considérée comme une variable clé dans la stabilité et la réussite des échanges. Elle a été retenue comme une variable importante et à part entière qui a suscité l'intérêt des chercheurs concernant son rôle et ses caractéristiques. La confiance a été aussi considérée comme un élément réducteur des coûts transactionnels (Ring et Van de Ven, 1994).

Sa définition ainsi que son instrument de mesure posent toujours débat et restent propres à chaque chercheur (Neveu, 2004). Mais malgré la multiplicité des définitions de la notion de la confiance en sciences de gestion, elles mettent régulièrement l'accent sur des caractéristiques communes et le concept lui-même a acquis une légitimité indiscutable.

En marketing, la confiance et le risque perçu ont été considérés comme deux concepts intimement liés. En effet, la confiance est un élément réducteur du risque qui peut être d'ordre financier, fonctionnel, physique, social, psychologique ou temporel. Elle a été considérée comme un facteur explicatif du comportement d'achat du consommateur, puisqu'elle s'est avérée avoir un impact sur l'attitude du consommateur vis-à-vis de l'entreprise, qui affecte par conséquent la décision d'achat de ce dernier.

La confiance a été aussi reconnue comme une variable importante dans la relation client, ainsi que dans l'interprétation des comportements de prise de décisions. C'est dans le contexte des services que la notion de la confiance est apparue comme une dimension clé du marketing relationnel, puisqu'il s'est avéré que plus le niveau de la confiance est élevé, plus la relation client devient solide (Warrington et al., 2000).

2.1 Concept de la confiance

Souvent à travers la littérature, on a évoqué trois conceptions de confiance : la confiance interpersonnelle, la confiance organisationnelle et la confiance inter-organisationnelle.

La confiance interpersonnelle concerne une confiance entre les individus. Elle a été considérée comme une perspective d'un individu ou d'un groupe que les paroles, les promesses, les déclarations verbales et écrites d'un autre individu ou d'un groupe puissent être fiables (Rotter, 1967). La confiance organisationnelle concerne une confiance implémentée au sein d'une

organisation. Elle tourne autour des caractéristiques de la personnalité des individus qui interviennent dans un environnement interactif d'une organisation (Farris et al., 1973). Quant à la confiance inter-organisationnelle, elle se situe au niveau des relations entre les organisations ou les institutions, notamment dans le cadre d'alliances stratégiques interentreprises (Neveu, 2004).

Deutsch (1958), l'un des premiers théoriciens de la confiance, a souligné « *qu'un individu a tendance à faire confiance à un autre, s'il croit que ce dernier n'a rien à gagner d'un comportement indigne de confiance et s'il perçoit qu'il est capable d'exercer un certain contrôle sur les résultats* ». Cette définition est parfaitement applicable aux sciences de gestion.

De ce fait, la confiance a été souvent définie comme une conviction, une impression ou une perception d'un partenaire d'échange (Ganesan, 1994 ; Geyskens et al., 1996 ; Hart et Johnson, 1999 ; Doney et Cannon, 1997) que ses besoins seront satisfaits par des actions entamées par une autre partie (Anderson et Weitz, 1989). De même, elle a été définie comme une perception que les paroles et les promesses de l'autre partenaire d'échange pourraient être fiables et que l'entreprise ne s'engagerait jamais dans un acte opportuniste afin de tirer avantage de la vulnérabilité du client (Hart et Johnson, 1999 ; Geyskens et al., 1996).

La confiance est en effet un ensemble de perspectives de l'acheteur envers les motivations et le comportement du vendeur et même un critère d'évaluation pour ce dernier (Doney et Cannon, 1997).

Néanmoins, ces définitions nous semblent incomplètes lorsqu'on se penche sur une définition que nous pouvons considérer comme ayant une valeur ajoutée en sciences de gestion et surtout dans le domaine du comportement du consommateur. Cette définition considère que la confiance *est la volonté d'une partie d'être vulnérable aux actions d'une autre, basée sur les perspectives, que cette dernière effectuerait une action particulièrement importante pour la première partie, sans tenir compte de la capacité de la surveiller ou de la contrôler et sans aucun risque engagé lors de cette attitude* (Mayer et al., 1995).

Mayer et al. (1995) ont souligné qu'être vulnérable c'est prendre un risque, par contre la confiance n'est pas le fait de prendre ce risque, mais plutôt la volonté de le prendre. C'est ainsi que nous mettons en exergue une différence fondamentale entre la confiance et le comportement de confiance, qui est la différence entre la volonté d'assumer le risque et vraiment le fait d'assumer ce dernier.

La question qui peut se poser à ce stade est la suivante : quel est le rôle de la confiance en sciences de gestion ? Plusieurs chercheurs ont souligné l'importance du rôle que peut jouer la confiance soit dans les relations clients, soit dans les relations organisationnelles. La confiance a été considérée comme une composante essentielle dans un échange et un catalyseur du développement de la relation. En effet, Schurr & Ozanne (1985) ont démontré que la confiance a un impact direct sur le comportement du consommateur.

La confiance a été aussi considérée comme un mécanisme de gouvernance dans une relation d'échange (Bradach et Eccles, 1989). C'est un élément clé dans le développement des stratégies marketing, puisqu'elle engendre la coopération qui à son tour favorise le succès du marketing relationnel (Morgan et Hunt, 1994).

Selon Ganesan (1994), la confiance réduit même la perception du risque associé aux comportements opportunistes²⁶⁸, augmente l'assurance que des iniquités peuvent être résolues et diminue les coûts des transactions dans une relation d'échange. Une relation qui devient bien évidemment plus captivante, quand le partenaire d'échange est digne de cette confiance (Schurr et Ozanne, 1985).

Ainsi, la fonction principale de la confiance est qu'elle crée et favorise la stabilité dans une relation, puisqu'une confiance réciproque est fortement influencée par le niveau de communication. Ce dernier devient un élément important dans la construction d'une relation de confiance, qui à son tour peut créer une stabilité, dans une relation circulaire, puisque la confiance facilite la communication qui à son tour construit la confiance (Anderson et Weitz, 1989).

Une autre question peut se poser, à savoir : quelles sont les caractéristiques de la confiance ? La confiance existe et s'installe quand une partie est sûre de l'*intégrité* et de la *fiabilité* d'un partenaire d'échange. Ces deux caractéristiques du partenaire d'échange sont associées à des qualités telles que la *cohérence*, la *compétence*, l'*honnêteté*, l'*équité*, la *responsabilité*, la *serviabilité* et la *bienveillance* (Morgan et Hunt, 1994).

D'un autre côté, puisque la confiance est caractérisée par l'*incertitude*, la *vulnérabilité* et la *dépendance* (Bradach & Eccles 1989), un vendeur peut-être considéré comme digne de confiance, lorsqu'il est *crédible*, *fiable* et ayant de *bonnes intentions* (Ganesan, 1994). Il peut être considéré de même lorsque ses obligations sont supposées être parfaitement accomplies (Schurr & Ozanne 1985).

Ces caractéristiques reflètent cependant deux composantes distinctes à savoir, la *crédibilité* et la *bienveillance*, qu'on retrouve dans la définition de la confiance elle-même de Doney & Cannon (1997).

En effet Doney & Cannon (1997) décrivent la confiance comme la *crédibilité* et la *bienveillance* perçues par la cible de confiance²⁶⁹. Une crédibilité et une bienveillance qui sont associées dans la littérature à des qualités telles que les *promesses tenues*, la *fiabilité*, la *crédibilité des informations fournies*, l'*intérêt envers le client*, la *sincérité*, la *franchise*, l'*expertise* et la *compétence*.

On note ainsi que malgré le caractère polymorphe du concept de la confiance à travers la littérature, on peut repérer un point commun qui est que la notion de la confiance est souvent assimilée à une perception, une conviction, une impression du consommateur vis-à-vis du vendeur. Elle dépend surtout, comme le soulignent Doney & Cannon (1997), des perspectives, de l'interprétation et de l'évaluation du consommateur concernant le comportement du vendeur. Ces éléments prennent à notre avis plus d'importance dans le e-commerce, compte tenu des spécificités de l'environnement où se déroulent les transactions.

En résumé, on peut relever trois conceptions liées à la confiance qui dominent la littérature en marketing :

- La première est que la confiance est une croyance, un sentiment d'affection, un état psychologique en amont de l'intention du comportement ;

²⁶⁸ Dans la littérature anglo-saxonne : *opportunistic behavior*. Un comportement opportuniste peut être défini comme « tirer profit des occasions offertes pour escroquer des parties dans un échange ». Dans la littérature anglo-saxonne : *taking advantage of opportunities to do wrong to the members in the exchange* (Dwyer et al., 1987).

²⁶⁹ Dans la littérature anglo-saxonne : *target of trust*.

- La seconde est que la confiance est une variable ou une intention comportementale, un comportement de prise de risque et une volonté de s'engager dans un tel comportement ;
- La troisième est que la notion de la confiance tourne autour de trois dimensions qui sont souvent reprises à travers la littérature, à savoir, la crédibilité, l'intégrité et la bienveillance (Smith & Barclay, 1997).

2.2 Concept de la confiance électronique

La notion de la confiance électronique est apparue vers la fin des années quatre-vingt-dix avec l'apparition du e-commerce et les achats en ligne. Sa définition n'est pas vraiment différente de celle de la confiance dans l'environnement traditionnel du commerce.

La confiance a été définie dans le domaine du comportement du consommateur en ligne comme la conviction d'une partie que l'autre partie se comporterait de manière *bienveillante, compétente, honnête et prévisible* dans n'importe quelle situation (Stewart, 1999).

En fait, la confiance est un élément essentiel pour une transaction en ligne et un investissement à long terme. Elle a été reconnue comme une composante principale, qui permettrait d'exploiter le potentiel qu'offre l'e-commerce, en assurant au consommateur *l'honnêteté, la compétence à assurer les transactions* (Keen, 1997), *la fiabilité et la bonne réputation à tenir les promesses et les engagements* (Lumsden et Mackay, 2006 ; Bauer et al., 2002 ; Teltzrow et al., 2007). Des caractéristiques qu'on retrouve facilement dans les définitions de la confiance dans l'environnement traditionnel du commerce et qui démontrent que la confiance est liée à la perception du consommateur, caractérisée par une subjectivité, d'où l'apparition même du concept de *la confiance subjective*.

Cependant, on peut noter une distinction plus au moins intéressante dans la notion de la confiance électronique qui a engendré la définition de deux types de confiance : *une confiance technologique* et *une confiance relationnelle*.

La confiance technologique concerne la conviction du consommateur que l'infrastructure technologique et les mécanismes de contrôle du site web sont capables de simplifier la transaction. Quant à *la confiance relationnelle*, elle concerne la volonté du consommateur d'accepter la vulnérabilité lors d'une transaction en ligne, basée sur des perspectives positives envers le comportement du vendeur (McCord et Ratnasingam, 2004). On peut remarquer que cette définition rejoint la définition classique de la confiance.

Dans cet article, nous ne prendrons pas en compte cette distinction. Il nous paraît plus convenable d'intégrer la confiance technologique sous d'autres concepts, comme les stratégies de sécurité ou même la qualité perçue du site web.

D'un autre côté, on peut noter que dans le domaine du comportement du consommateur en ligne, la confiance a été en elle-même intégrée comme facteur psychologique. Ce dernier joue le rôle crucial d'aide aux clients peu familiers aux transactions en ligne, à surmonter leurs méfiances et à faire confiance aux sites web marchands.

Les stratégies de sécurité et de confidentialité, les stratégies de garanties, la disponibilité d'informations et des procédures claires et alternatives de commande, de paiement et de remboursement, étaient assimilées parfois à la notion de la confiance électronique (Constantinides,

2004). Néanmoins, tous ces éléments peuvent être à notre avis assimilés à d'autres concepts et la notion de la confiance électronique inclurait d'autres items qui l'appréhenderaient beaucoup mieux²⁷⁰.

On considère ainsi que la confiance électronique, comme la confiance, est *un ensemble de perceptions du consommateur envers les intentions et les comportements du vendeur* (Jarvenpaa et al., 2000)²⁷¹. C'est un élément essentiel pour un échange dans le commerce électronique, qui peut faire évoluer une simple relation à court terme en une relation plus développée à long terme.

Quel pourrait être alors le rôle de cette confiance électronique ? La confiance électronique joue un rôle assez considérable par rapport au rôle de la confiance dans l'environnement traditionnel du commerce. D'autant plus que son impact sur les décisions d'achat du consommateur et sur son comportement de prise de décisions est plus influent, par rapport à l'environnement traditionnel du commerce.

Ce rôle a pris certainement plus d'importance au regard de l'environnement virtuel où se déroulent les transactions. Cet environnement a fait que la confiance est devenue un facteur critique qui stimule les achats (Quelch et Klein, 1996), pouvant avoir un impact positif et plus accentué sur la volonté du consommateur d'acheter en ligne (Stewart, 1999).

Pendant, les chercheurs dans le domaine du comportement du consommateur ne cessent de débattre sur le rôle de la confiance dans le succès des entreprises en ligne. Un débat qui a engendré des recherches intéressantes sur les instruments de mesure de la confiance électronique. En effet, la confiance électronique est un concept très utilisé dans les stratégies marketing des sites web marchands. Il a en parallèle, beaucoup suscité l'intérêt des chercheurs concernant les items qui peuvent constituer son instrument de mesure.

Pour notre part, nous essaierons de proposer un instrument de mesure pour la confiance électronique. Afin de le construire, notre démarche se basera principalement sur le paradigme de Churchill pour développer de meilleures mesures des construits du marketing (Churchill, 1979). Nous prendrons aussi en considération quelques recommandations de Rossiter (2002).

3. DEVELOPPEMENT ET VALIDATION D'UN INSTRUMENT DE MESURE DE LA CONFIANCE ELECTRONIQUE

Pour construire notre instrument de mesure, nous avons ainsi en premier lieu puisé dans la littérature, afin de cerner les recherches les plus citées qui ont développé des instruments de mesure de la confiance et qui sont valides et fiables.

3.1 Développement d'un instrument de mesure de la confiance électronique

Nous avons sélectionné nos propres items à partir d'un ensemble d'items, qui nous paraissent assez représentatifs de la confiance électronique et qui reflètent sa définition. Nous présentons dans le tableau 1 les principales références qui nous ont permis de construire notre instrument de mesure.

²⁷⁰ Communication personnelle : le professeur Constantinides a été favorable à notre proposition que ces éléments qu'il a inclus sous la confiance électronique peuvent être classés sous la " sécurité et la confidentialité ", sous les " stratégies de garanties et de retours " et que la notion de la confiance électronique peut aller au-delà de ces composants. Son article sur le comportement du consommateur en ligne est cité plus d'une centaine de fois.

²⁷¹ Le consommateur et le vendeur remplacent le (truster) et le (trustee) qui n'ont pas de synonymes exacts en français.

La multiplication des références, ainsi que le choix des items ont pour objectif d'accroître le potentiel de notre outil à capter le concept de la confiance dans l'environnement du commerce électronique. D'autant plus que lors du choix des items, les spécificités du e-commerce ont été prises en considération.

Le nombre total des items choisis est de dix et nous sommes restés fidèles aux expressions utilisées par les chercheurs. Le tableau 1 résume ainsi notre parcours à travers la littérature et l'instrument de mesure proposé pour la confiance électronique et les auteurs de référence²⁷². On peut noter qu'« être honnête », « être digne de confiance », « éprouver de l'intérêt pour les clients » et « tenir les promesses » se sont avérés être les items les plus utilisés pour représenter la confiance.

Nous rappelons que nous avons suivi la démarche énoncée dans le paradigme de Churchill (1979) et qu'une fois conçu, notre instrument de mesure fera l'objet d'une validation et d'une épuration afin de tester ses propriétés psychométriques.

3.2 Méthodologie

Pour purifier l'instrument de mesure et tester sa validité et sa fiabilité, nous avons en premier lieu projeté nos items sous forme de questions à échelle sémantique différentielle de Likert de 7 points. Les questions ont été introduites dans un questionnaire qui a été traduit/rétro traduit en langue coréenne²⁷³. Ces questions représentent les items qui varient de (1) « *pas du tout d'accord* » à (7) « *totalelement d'accord* ». Le questionnaire a été prétesté sur un échantillon de taille réduite, afin d'éviter les questions qui peuvent paraître ambiguës.

Pour la collecte des données, nous avons pris en compte un échantillon probabiliste aléatoire d'une population sud-coréenne. Le questionnaire a été distribué sous format papier dans la métropole de Séoul. Il contient 64 questions réparties sur trois pages, avec une première page de garde qui explique l'objectif de la collecte des données et qui garantit l'anonymat du répondant et ceci conformément à la réglementation en vigueur dans le pays.

Le choix d'une population sud-coréenne se justifie par :

- La Corée du Sud est l'un des pays leaders dans le domaine du e-commerce, avec une grande part de la population qui est très expérimentée et habituée aux achats en ligne.
- L'expérience de l'échantillon sud-coréen dans le e-commerce nous permettra de collecter une base de données propice et favorable pour tester la validité et la fiabilité de nos instruments de mesure. Ce qui pourrait être contraignant si nous prenons par exemple en considération un échantillon marocain.

Nous avons opté pour l'Analyse Factorielle Exploratoire (AFE) pour tester la validité de nos instruments de mesure.

²⁷² *Tous les items sont issus d'une littérature anglo-saxonne, nous avons ainsi traduit les expressions utilisées en français dans le but de les illustrer dans cet article.*

²⁷³ *Ce processus nous permettra d'obtenir un instrument de mesure qui faciliterait une comparaison interculturelle ultérieurement.*

En fait, l'AFE s'insère dans une perspective théorique plus importante que l'Analyse en Composantes Principales (ACP). Nous pensons que dans notre cas, l'AFE est la méthode la plus appropriée, puisque nous nous référons à une base théorique d'une part et d'autre part, notre objectif n'est pas uniquement la réduction des items qui représentent le concept de la confiance électronique, qui est l'objectif principal de l'ACP. Nous soulignons que notre objectif est plutôt de vérifier la structure latente derrière le concept et si ses items représentent bien un instrument de mesure valide et fiable. Nous supposons donc que les items choisis pour mesurer la confiance électronique subissent l'influence d'un facteur qui leur est commun et qui les représente. Une présomption qui convient exactement au postulat fondamental à la base de l'Analyse Factorielle Exploratoire.

Tableau 1 : Instrument de mesure proposé pour la confiance électronique

Items	Auteurs de référence
Ce site est honnête	Morgan et Hunt (1994), Ganesan (1994), Doney et Cannon (1997), Brulhart (2002), Ball et al. (2004), Pavlou (2006), Doney et al. (2007).
Ce site est sûr	Chellappa (2005)
Ce site est digne de confiance	Morgan et Hunt (1994), Doney et Cannon (1997), Garbarino et Johnson (1999), Jarvenpaa et al. (2000), Brulhart (2002), Ball et al. (2004), Koufaris et Hampton-Sosa (2004), Chellappa (2005), Lumsden et Mackay (2006), Caceres et Paparoidamis (2007), Telzrow et al. (2007), Hui (2008).
Ce site fournit des informations crédibles	Ganesan (1994), Doney et Cannon (1997), Koufaris et Hampton-Sosa (2004), Pavlou (2006), Doney et al. (2007), Kim et al. (2010).
Ce site résout les problèmes de ses clients	Ganesan (1994), Chellappa (2005)
Ce site a les compétences pour une bonne gestion des commandes des clients	Pavlou (2006), Wang et al. (2008), Keh et Xie (2009)
Ce site éprouve de l'intérêt pour ses clients	Doney et Cannon (1997), Jarvenpaa et al. (2000), Ball et al. (2004), Koufaris et Hampton-Sosa (2004), Doney et al. (2007), Caceres et Paparoidamis (2007), Hui (2008), Wang et al. (2008), Keh et Xie (2009).
Ce site tient ses promesses	Ganesan (1994), Doney et Cannon (1997), Jarvenpaa et al. (2000), Koufaris et Hampton-Sosa (2004), Lumsden et Mackay (2006), Wang et al. (2008), Telzrow et al. (2007).
Ce site respecte ses engagements	Jarvenpaa et al. (2000), Koufaris et Hampton-Sosa (2004), Telzrow et al. (2007).
Ce site ne fait pas de fausses déclarations	Ganesan (1994), Doney et Cannon (1997), Wang et al. (2008), Guerzi et Georges (2010).

Nous avons alors ajouté 70 cas, afin d'augmenter la représentativité de l'échantillon et éviter l'impact probable des non-réponses sur la possibilité de ne pas effectuer l'AFE avec le minimum requis, surtout que nous avons visé un échantillon sud-coréen.

Avant de procéder à l'Analyse Factorielle Exploratoire et pour vérifier que la structure des données est propice à ce type d'analyse, nous avons opté pour des tests qui ont été recommandés par Bourque et al. (2005) :

- Le test de la matrice des corrélations de Pearson : il permettra de vérifier dans un premier temps que la variance des items peut être expliquée par un trait latent commun ;
- Le test de Bartlett : il permettra de confirmer qu'il n'existe pas de fortes corrélations qui peuvent être contraignantes pour procéder à l'Analyse Factorielle Exploratoire ;
- L'indice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) : il permettra de mesurer le niveau d'ajustement des items au concept.

Nous avons aussi opté pour vérifier la matrice de corrélation anti-image. Les valeurs présentées dans sa diagonale correspondent aux mesures KMO-MSA²⁷⁴ qui se calculent pour chacun des items.

²⁷⁴ Dans la littérature anglo-saxonne : *Measure of Sampling Adequacy (MSA)*

Ce test permettra de décider des items qui peuvent être retenus ou exclus de l'Analyse Factorielle. D'un autre côté, pour tester la fiabilité de nos instruments de mesure, nous avons opté pour la vérification des valeurs de l'Alpha de Cronbach²⁷⁵.

4. RESULTATS

Les premiers résultats de l'analyse descriptive des données nous montrent un taux de non-réponses de 2,4% ; soit quatre questionnaires parmi les 170 questionnaires collectés. Un taux que nous pouvons considérer comme satisfaisant.

4.1 Caractéristiques de l'échantillon

L'analyse du profil démographique des répondants aux questionnaires nous montre qu'il n'y a pas un grand écart entre le pourcentage des hommes (57%) et des femmes (43%), qu'aucun répondant n'a un âge inférieur à 19 ans et que 77% sont entre 20 et 39 ans. Nous avons ainsi obtenu un échantillon assez jeune.

Nous avons aussi noté que 99% des répondants sont titulaires d'une licence au *minimum* ou en cours d'études universitaires²⁷⁶.

D'un autre côté, les résultats nous montrent que 41% sont des employés d'entreprises ou de conglomerats sud-coréens, 22% sont des étudiants, 18% sont des fonctionnaires de l'Etat et 3% sont des femmes au foyer²⁷⁷.

Le revenu mensuel des répondants dans 24% des cas est inférieur à 1.000.000 ₩²⁷⁸ soit environ 902 \$, dans 54,7% des cas il est entre 1.000.000 ₩ et 3.000.000 ₩ et dans 21,4% il est supérieur 3.000.000 ₩.

L'analyse de l'expérience d'utilisation d'internet nous montre que 97% des répondants utilisent l'internet soit chez eux ou au bureau, 95% l'utilisent depuis plus de 3 ans et 52% l'utilisent en moyenne plus de 2 heures par jour.

Nous avons noté un pourcentage intéressant de l'échantillon (98,8%) qui a déjà eu une expérience d'achat en ligne. D'autant plus que 71% ont acheté un produit plus de 10 fois.

Ceci prouve plus concrètement que l'expérience de l'échantillon nous permettra d'avoir une base de données propice pour tester la validité et la fiabilité de notre instrument de mesure proposé dans cet article.

²⁷⁵ La valeur de l'Alpha de Cronbach nous donne une mesure de la consistance interne de l'instrument de mesure et nous informe jusqu'à quel point chacun des items constitue une mesure équivalente du même concept. Néanmoins, cette valeur ne nous assure pas l'unidimensionnalité, mais elle suppose plutôt qu'elle existe (Hair & al., 1998). C'est pour cette raison que nous testons en premier lieu l'unidimensionnalité des instruments de mesure en utilisant l'Analyse Factorielle Exploratoire, avant de procéder au test des valeurs de l'Alpha de Cronbach.

²⁷⁶ Un résultat qui n'est pas du tout surprenant, vu que la Corée du Sud est parmi les pays connus par le plus haut taux d'alphabétisation au monde. Ce taux est assez élevé atteignant les 97,9%.

²⁷⁷ Le reste des 16% soit 27 répondants comprend une personne sans profession et 26 répondants qui ont déclaré être des employés contractuels. Ils ont déclaré travailler dans des petites entreprises, dans le secteur des services ou dans des petits restaurants. En gros, il s'agit de personnes avec un travail instable.

²⁷⁸ ₩ ou Won est la devise monétaire de la Corée du Sud. 1 \$ = 1108 ₩ a été déclaré comme un taux de change moyen pour l'année 2011.

4.2 Tests pour procéder à l'AFE

Avant de procéder à l'AFE et pour vérifier que la structure des données est convenable à l'analyse factorielle, nous avons vérifié que les items sont inter-corrélés dans la matrice des corrélations de Pearson.

En fait, nous avons remarqué que les corrélations entre les items sont significatives au niveau $\alpha=0,01$ et leurs valeurs ne sont ni trop fortes ($r_{\max}=0,810$) ni trop faibles ($r_{\min}=0,371$).

Ceci peut confirmer dans un premier temps que la variance des items peut être expliquée par un trait latent commun.

Le résultat du test de sphéricité de Bartlett prouve sa significativité. Nous pouvons affirmer qu'il existe des corrélations significatives entre les items. Ce résultat nous autorise à rejeter l'hypothèse nulle, qui indique l'absence de corrélations fortes entre les items, au sein de chaque concept, qui peuvent être contraignantes pour procéder à l'Analyse Factorielle (Pett et al., 2003).

La mesure de précision de l'échantillonnage de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) nous a donné un résultat de 0,910. Cette valeur démontre un *excellent ajustement*²⁷⁹ des items choisis au concept de la confiance électronique.

D'un autre côté, les valeurs KMO-MSA pour les 10 items sont entre 0,853 et 0,942 et dépassent ainsi le seuil de 0,50 (Kaiser, 1974). Ceci dit, tous les items peuvent être conservés dans l'AFE.

Après la vérification de ces trois tests, nous confirmons la légitimité de procéder à une Analyse Factorielle Exploratoire comme test de validité²⁸⁰, en supposant d'avoir fort probablement une seule dimension associée à la confiance électronique, avant d'entamer le test de la fiabilité.

4.3 Résultats de l'AFE et du test de la fiabilité

Les résultats de l'AFE nous montrent qu'un seul facteur a été extrait, avec 4 itérations. Nous avons pris en compte la Factorisation en Axes Principaux comme une méthode d'extraction et Varimax avec la normalisation de Kaiser comme une méthode de rotation.

Le tableau 2 nous présente les résultats de la matrice factorielle. Nous pouvons ainsi noter que les dix items choisis seront retenus, puisque leurs contributions factorielles sont toutes supérieures à la norme statistique de 0,50 (Evrard, 2003 ; Malhotra, 2007). En d'autres termes, la présence d'une seule dimension, soit un construit unidimensionnel et qui représente la confiance électronique a été confirmée.

²⁷⁹ Selon Pett et al. (2003), la valeur de l'indice Kaiser-Mayer-Olkin (KMO) varie de 0 à 1. Cette valeur peut être interprétée comme suit : 1 indique un effet nul des corrélations partielles, ce qui veut dire que les facteurs latents expliquent l'ensemble des corrélations inter-items. Une valeur de l'indice KMO de 0,90 ou plus indique un excellent ajustement des items aux facteurs latents ; de 0,90 à 0,80, un bon ajustement ; de 0,80 à 0,70, un ajustement moyen ; de 0,70 à 0,60, un ajustement faible et pour une valeur inférieure à 0,60, l'ajustement est insuffisant et l'analyse factorielle ne doit pas être entreprise.

²⁸⁰ La validité impliquerait que l'instrument que nous proposons possède des items et une structure factorielle représentatifs et conformes à ce qui est connu du construit. Elle implique aussi que cette structure factorielle est reproductible et généralisable sur un ensemble de populations de référence et que cet instrument permet une hiérarchisation clairement interprétable et relativement précise d'individus, sur une ou plusieurs dimensions communes (Reise et al., 2000).

Les résultats peuvent nous affirmer encore une fois et cette fois-ci à travers la variance totale expliquée qu'un seul facteur a été extrait. Ce résultat est validé selon la norme statistique qui suggère de conserver les facteurs qui présentent une valeur propre²⁸¹ supérieure à 1.

Parallèlement nous avons noté que le facteur extrait explique à 58,16% la confiance électronique, ce qui est satisfaisant puisqu'en sciences appliquées les normes requises sont en général entre 50% est 70% (Evrard, 2003).

Tableau 2 : Matrice Factorielle^a

	Facteur
	1
Ce site est digne de confiance	0,855
Ce site est honnête	0,839
Ce site tient ses promesses	0,812
Ce site fournit des informations crédibles	0,811
Ce site est sûr	0,810
Ce site a les compétences pour une bonne	0,763
gestion des commandes des clients	0,741
Ce site respecte ses engagements	0,655

^a 1 facteur extrait. 4 itérations requises.

Méthode d'extraction : Factorisation en Axes Principaux

Afin de s'assurer de la fiabilité²⁸² de notre instrument de mesure, nous avons procédé à la vérification de la valeur de l'Alpha de Cronbach. Cette valeur est égale à 0,933. Nous pouvons considérer ce résultat comme étant dans les normes, sachant que le seuil acceptable est de 0,70 (Nunnally, 1978). Cette valeur correspond aux normes statistiques recommandées pour les recherches en marketing et surtout dans le domaine du comportement du consommateur (Peterson, 1994)²⁸³. C'est ainsi que nous pouvons confirmer que les items choisis pour représenter la confiance électronique présentent un *bon niveau d'homogénéité et de cohérence interne*.

²⁸¹ Dans la littérature anglo-saxonne : Eigen value.

²⁸² Si notre instrument de mesure est fiable, il doit permettre à d'autres chercheurs de réaliser les mêmes mesures, sur les mêmes sujets en utilisant le même instrument, ou de répliquer avec exactitude notre analyse et d'obtenir les mêmes résultats à des moments différents.

²⁸³ Nunnally (1978) a suggéré la valeur de 0,70 comme une valeur minimale acceptable de l'Alpha de Cronbach. Il a aussi suggéré une valeur entre 0,90 et 0,95 pour les sciences appliquées. Peterson (1994) a mis en exergue que le niveau recommandé de l'Alpha de Cronbach est assez élevé pour les recherches en marketing, et surtout dans le domaine du comportement du consommateur.

5. CONCLUSION

Dans notre présent article, nous avons procédé au développement et à la validation d'un instrument de mesure pour la confiance électronique du point de vue du consommateur. Nous avons obtenu un construit unidimensionnel, valide, fiable et constitué de dix items. Les items choisis représentent un excellent ajustement et expliquent 58,16% de la variabilité du concept.

Cet article peut présenter ainsi un apport théorique, qui se traduit par le développement d'un instrument de mesure pour le concept de la confiance électronique, tel qu'il est perçu par le consommateur en ligne. D'autant plus que d'autres chercheurs peuvent l'utiliser, l'améliorer ou le tester dans leurs environnements respectifs.

L'Analyse Factorielle Exploratoire démontre que l'instrument de mesure proposé est unidimensionnel, ce qui permettrait en perspective, son utilisation dans d'éventuelles analyses statistiques comme la régression multiple.

D'autre part, cet article peut représenter aussi un apport managérial et ce dans la mesure où les items retenus dans l'instrument de mesure peuvent être utilisés en tant que lignes directrices dans une stratégie marketing. Cette stratégie peut être destinée à prouver au consommateur que le site web marchand est digne de confiance.

Toutefois, nous pouvons noter que le test de notre instrument de mesure a été réalisé en prenant en compte un échantillon sud-coréen. Certes, le e-commerce est sans frontières, néanmoins nous pensons qu'il serait intéressant de tester cet instrument de mesure dans d'autres pays ayant le même niveau de développement du e-commerce que la Corée du Sud, afin de juger de sa pertinence²⁸⁴. Nous pouvons aussi le re-tester sur d'autres échantillons afin de revoir la variation du *pourcentage d'explication des items* pour l'instrument de mesure proposé pour la confiance électronique.

D'un autre côté, une étude longitudinale sur un échantillon avec les mêmes caractéristiques peut être intéressante, afin d'observer le développement du comportement du consommateur sud-coréen dans le temps concernant sa perception de la confiance électronique.

²⁸⁴ Pour le cas du Maroc et pour tester cet instrument de mesure proposé pour la confiance électronique, nous avons pris en considération un échantillon de convenance d'une population jeune, avec un niveau d'éducation élevé et qui utilise l'internet ; mais l'effectif réduit des achats en-ligne ne nous a pas permis d'avoir une base de données propice pour procéder à l'AFE et au test de la fiabilité. Ceci dit, un échantillon de convenance d'une population de consommateurs qui ont déjà des expériences d'achat en ligne peut être un terrain d'étude pour tester la validité et la fiabilité de notre instrument de mesure, si on veut absolument prendre en considération le cas du consommateur marocain.

BIBLIOGRAPHIE

- Anderson, E., Weitz, B., "Determinants of Continuity in Conventional Industrial Channel Dyads", in *Marketing Science*, Volume 8, n°4, 1989, pp. 310-323.
- Ball, D., Coelho, P. S., Machás, A., "The role of communication and trust in explaining customer loyalty: An extension to the ECSI model", in *European Journal of Marketing*, Volume 38, n°9/10, 2004, pp. 1272-1293.
- Bauer, H. H., Grether, M., Leach, M., "Building Customer Relations over the Internet", in *Industrial Marketing Management*, Volume 31, n°2, 2002, pp. 155-163.
- Bourque, J., Poulin, N., Cleaver, A. F., "Evaluation de l'utilisation et de la présentation des résultats d'analyses factorielles et d'analyses en composantes principales en éducation", in *Revue des Sciences de l'Éducation*, Volume 32, n°2, 2006, pp. 325-344.
- Bradach, J. L., Eccles, R. G., "Price, Authority and Trust: from the ideal types to plural forms" in *Annual review of sociology*, Volume 15, 1989, pp. 97-118.
- Brulhart, F., "Le rôle de la confiance dans le succès des partenariats verticaux logistiques: le cas des coopérations entre industriels agro-alimentaires et prestataires logistiques", in *Revue Finance, Contrôle, Stratégie FCS*, Volume 5, n°4, 2002, pp. 51-77.
- Caceres, R. C., Paparoidamis, N. G., "Service quality, relationship satisfaction, trust, commitment and business-to-business loyalty", in *European Journal of Marketing*, Volume 41, n°7/8, 2007, pp. 836-867.
- Cater, B., Zabkar, V., "Antecedents and consequences of commitment in marketing research services: The client's perspective", in *Industrial Marketing Management*, Volume 38, n°7, 2009, pp. 785-797.
- Charreaux, G., "Le rôle de la confiance dans le système de gouvernance des entreprises", in *Economies et Sociétés, Série Sciences de Gestion*, n°8-9, 1998, pp. 47-65.
- Chellappa, R. K., "Consumers' Trust in Electronic Commerce Transactions: The Role of Perceived Privacy and Perceived Security", *Working paper*, Goizueta Business School, Emory University Atlanta, 2005.
- Churchill, G. A., "A Paradigm for Developing Better Measures of Marketing Constructs", in *Journal of Marketing Research*, Volume 16, n°1, 1979, pp. 64-73.
- Constantinides, E., "Influencing the online consumer's behavior: the web experience", in *Internet Research*, Volume 14, n° 2, 2004, pp. 111-126.
- Deutsch, M., "Trust and Suspicion", in *The Journal of Conflict Resolution*, Volume 2, n°4, 1958, pp. 265-279.
- Doney, P. M., Barry, J. M., Abratt, R., "Trust determinants and outcomes in global B2B services", in *European Journal of Marketing*, Volume 41, n° 9/10, 2007, pp. 1096-1116.

- Doney, P. M., Carnon, J. P., "An examination of the Nature of Trust in Buyer-Seller Relationships", in *Journal of Marketing*, Volume 61, n°2, 1997, pp. 35-51.
- Dwyer, F. R., Schurr, P. H., Oh, S. J., "Developing Buyer-Seller Relationships", in *Journal of Marketing*, Volume 51, n°2, 1987, pp.11-27.
- Evrard, Y., *Market : Fondements et méthodes des recherches en marketing*, 3^{ème} Edition, Paris, Dunod, 2003, 704 p.
- Farris, G., Senner, E., Butterfield, D., "Trust, culture, and organizational behavior", in *Industrial Relations*, Volume 12, n°2, 1973, pp. 144-157.
- Fukuyama, F., *Trust: The Social Virtues and The Creation of Prosperity*, New York: The Free Press, 1995, 480 p.
- Ganesan, S., "Determinants of Long-Term Orientation in Buyer-Seller Relationships", in *Journal of Marketing*, Volume 58, n°2, 1994, pp. 1-19.
- Garbarino, E., Johnson, M. S., "The Different Roles of Satisfaction, Trust, and Commitment in Customer Relationships", in *The Journal of Marketing*, Volume 63, n°2, 1999, pp.70-87.
- Geyskens, I., Steenkamp, J., Benedict, E. M., Kumar, N., "A Meta-Analysis of Satisfaction in Marketing Channel Relationships", in *Journal of Marketing Research*, Volume 36, n°2, 1999, pp. 223-238.
- Guenzi, P., Georges, L., "Interpersonal trust in commercial relationships: Antecedents and consequences of customer trust in the salesperson", in *European Journal of Marketing*, Volume 44, n°1/2, 2010, pp.114-138.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., Black, W. C., *Multivariate Data Analysis*, Prentice-Hall International, Inc. 5th Edition, 1998, 730 p.
- Hart, C. W., Johnson, M. D., "Growing the Trust Relationship", in *Marketing Management*, Volume 8, n°1, 1999, pp.8-19.
- Hsu, S. H., "Developing an index for online customer satisfaction: Adaptation of American Customer Satisfaction Index", in *Expert Systems with Applications*, Volume 34, n°4, 2008, pp. 3033-3042.
- Jarvenpaa, S. L., Tractinsky, N., Vitale, M., "Consumer trust in an internet store", in *Information Technology and Management*, Volume 1, n° 1-2, 2000, pp. 45-71.
- Kaiser, H. F., "An index of factorial simplicity", in *Psychometrika*, Volume 39, n°1, 1974, pp.31-36.
- Keen, P. G. W., "Are You Ready For Trust" Economy?", in *Computer World*, Volume 31, n°16, 1997, p.80.

- Keh, H. T., Xie, Y., "Corporate reputation and customer behavioral intention: The role of trust, identification and commitment", in *Industrial Marketing Management*, Volume 38, n°7, 2009, pp. 732-742.
- Kim, M. J., Chung, N. H., Lee, C. K., "The effect of perceived trust on electronic commerce: Shopping online for tourism products and services in South Korea", in *Tourism Management*, Volume 32, n°2, 2010, pp.1-10.
- Koufaris, M., Hampton-Sosa, W., "The development of initial trust in an online company by new customers", in *Information & Management*, Volume 41, n°3, 2004, pp. 377-397.
- Lewis, J. D., Weigert, A., "Trust as a Social Reality", in *Social Forces*, Volume 63, n°4, 1985, pp. 967-985.
- Lohtia, R., Bello, D. C., Porter, C. E., "Building trust in US-Japanese business relationships: mediating role of cultural sensitivity", in *Industrial Marketing Management*, Volume 38, n°3, 2009, pp.239-252.
- Lumsden, J., Mackay, L., "How Does Personality Affect Trust in B2C E-Commerce?" , in *Proceeding of the 8th International Conference on Electronic Commerce (ICEC): The new e-commerce: innovations for conquering current barriers, obstacles and limitations to conducting successful business on the internet*, New York: ACM, Volume 158, 2006, pp. 471-481.
- Luhmann, N., *Trust and Power*, Chichester: Wiley, 1979, 208 p.
- Malhotra, N., *Etudes marketing avec SPSS, 5ème Edition*, Paris, Pearson, 2007, 704 p.
- Mayer, R. C., Davis, J. H., Schoorman, D. F., "An integrative model of organizational trust", in *The Academy of Management Review*, Volume 20, n°3, 1995, pp. 709-734.
- McCord, M., Ratnasingam, P., "The impact of trust on the technology acceptance model in business to consumer e-commerce", in *proceedings of the 21st International Conference of the Information Resource Management Association: Innovations through Information Technology-New Orleans USA*, 2004.
- Morgan, R. M., Hunt, S. D., "The Commitment-Trust Theory of Relationship Marketing", in *Journal of Marketing*, Volume 58, July, 1994, pp. 20-38.
- Neveu, V., "La confiance organisationnelle: Définition et mesure", in *Actes du 15^{ème} congrès de l'AGRH, Montréal, Québec*, pp. 1071-1110.
- Nunnally, J. C., *Psychometric theory*, New York, McGraw-Hill, 1978, 640 p.
- Pavlou, P. A., "Understanding and Predicting Electronic Commerce Adoption: An Extension of the theory of Planned Behavior", in *MIS Quarterly*, Volume 30, n°1, 2006, pp. 115-143.
- Peterson, R. A., (1994), "A Meta-Analysis of Cronbach's Coefficient Alpha", in *Journal of Consumer Research*, Volume 21, n°2, 1994, pp. 381-391.

- Pett, M. A., Lackey, N. R., Sullivan, J. J., "Making sense of factor analysis. The use of factor analysis for instrument development in health care research", Sage Publications: Thousand Oaks, CA, 2003, 368 p.
- Quelch, J. A., Klein, L. R., "The Internet and International Marketing", in *Sloan Management Review*, Volume 37, n°3, 1996, pp. 60-75.
- Reise, S. P., Waller, N., G., Comrey, A., L., "Factor analysis and scale revision", in *Psychological Assessment*, Volume 12, n° 3, 2000, pp. 287-297.
- Ring, P. S., Van de Ven, A. H., "Developmental Process of Cooperative Inter-organizational Relationships", in *Academy of Management Review*, Volume 19, n°1, 1994, pp. 90-118.
- Rotter, J. B., "A New Scale for the measurement of interpersonal trust", in *Journal of personality*, Volume 35, n°4, 1967, pp. 651-665.
- Schurr, P. H., Ozanne, J. L., "Influences on Exchange Processes: Buyers' Preconceptions of a Seller's Trustworthiness and Bargaining Toughness", in *Journal of Consumer Research*, Volume 11, n°4, 1985, pp. 939-952.
- Smith, J. B., Barclay, D. W., "The Effects of Organizational Differences and Trust on the Effectiveness of Selling Partner Relationships", in *Journal of Marketing*, Volume 61, n°1, 1997, pp.3-21.
- Stewart, K. J., "Transference as Means of Building Trust in World Wide Web Sites", in *Proceedings of the 20th International Conference on Information Systems; Publisher: Association for Information Systems-AIS Electronic Library*, 1999.
- Teltzrow, M., Meyer, B., Lenz, H. J., "Multi-Channel Consumer Perceptions", in *Journal of Electronic Commerce Research*, Volume 8, n°1, 2007, pp. 18-31.
- Wang, C. L., Siu, M. Y., M., Barnes, B. R., "The significance of trust and renqing in the long-term orientation of Chinese business to business relationships", in *Industrial Marketing Management*, Volume 37, n°7, 2008, pp. 819-824.
- Warrington, T. B., Abgrab, N. J., Caldwell, H. M., "Building Trust to Develop Competitive Advantage in e-Business Relationships", in *Competitiveness Review: An International Business Journal incorporating Journal of Global Competitiveness*, Volume 10, n°2, 2000, pp.160-168.

Evaluation de l'efficacité des réseaux bancaires par l'approche « Stochastic Frontier Analysis »

EL HADDAD Mohamed Yassine

*Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales
de Rabat-Agdal Université Mohamed V. Agdal
e-mail:yassine.haddad@hotmail.com*

Résumé :

Dans cet article, nous nous sommes intéressés au problème de l'efficacité technique bancaire à travers un modèle de la frontière stochastique. Nous avons d'abord présenté les sous-basements théoriques du modèle utilisé. L'approche que nous avons adoptée est celle de Battese et Coelli qui mesure l'efficacité technique à travers un modèle de la frontière de production stochastique en données de panel, en expliquant l'inefficacité technique par des facteurs spécifiques aux producteurs. Nous avons ensuite appliqué ce modèle pour mesurer les scores d'efficacité de 78 agences de la banque populaire régionale de Rabat-Kénitra durant la période 2007-2010.

Mots clés : Efficacité technique, frontière déterministe, frontière stochastique, données de panel

I. Introduction

Bien que la notion d'efficacité occupe une place centrale dans la théorie microéconomique qui expose les diverses conditions nécessaires et les nombreux mécanismes à mettre en place afin de l'assurer, la réalité est que ce concept reste difficile à définir. Cette difficulté tient au fait que l'efficacité est un concept propre au domaine étudié, c'est-à-dire qu'une multitude de facteurs relatifs à la technologie de production et à l'environnement doivent intervenir. Ainsi, des défis conceptuels provenant de l'existence de plusieurs critères pour définir l'efficacité se posent de manière critique. Par exemple, devons-nous définir l'efficacité en fonction du volume de la production ou en fonction de sa valeur? Devons-nous plutôt considérer l'efficacité en fonction des résultats obtenus?

Les premiers travaux sur le concept d'efficacité productive sont attribués à Koopmans (1951)²⁸⁵ et Debreu (1951)²⁸⁶. Koopmans fut le premier à donner une définition du concept d'efficacité et Debreu le premier à le mesurer empiriquement. Debreu proposa le *coefficient d'utilisation des ressources* qui portait essentiellement sur des mesures de ratio extrant-intrant. Farrell (1957)²⁸⁷ élargi la définition de Koopmans et propose une mesure de l'efficacité productive qui permet de distinguer deux composants de cette dernière : l'efficacité allocative et l'efficacité technique²⁸⁸.

Selon Farrell, l'efficacité allocative (ou efficacité prix) évalue la capacité d'une firme à combiner les différents inputs de façon optimale compte tenu des prix du marché, supposé concurrentiel. Théoriquement, un processus de production est dit allocativement efficace si le taux marginal de substitution entre chaque paire de facteurs est égal à la proportion du prix de ces derniers.

Selon Koopmans (1951), « *A feasible input-output vector is said to be technically efficient if it is technologically impossible to increase any output and/or reduce any input without simultaneously reducing another output and/or one other input* ». Une entreprise est déclarée techniquement efficace si, pour les niveaux d'inputs utilisés et d'outputs produits, il lui est impossible d'augmenter la quantité d'un output sans augmenter la quantité d'un ou plusieurs inputs ou de réduire la quantité d'un autre output ou s'il lui est impossible de réduire la quantité d'un input sans réduire la quantité d'un ou plusieurs outputs ou d'augmenter la quantité d'un autre input. Ainsi, une entreprise techniquement inefficace pourrait produire les mêmes outputs avec au moins un input en moins, ou pourrait utiliser les mêmes moyens pour produire au moins un output supplémentaire²⁸⁹.

L'efficacité technique se décompose à son tour en efficacité d'échelle et en efficacité technique pure. L'efficacité d'échelle permet de rapporter la mesure de l'efficacité technique aux rendements d'échelle obtenus pour les niveaux d'activité optimaux. Elle caractérise l'écart existant entre les performances constatées et celles qui seraient obtenues dans une situation d'équilibre concurrentiel

²⁸⁵ Koopmans, T.C. (1951). « *An analysis of production as an efficient combination of activities* », in T.C. Koopmans. (Ed) *Activity analysis of production and allocation*. Cowles Commission for Research in Economics. Monograph n°13. Wiley, New York, pp 33-97.

²⁸⁶ Debreu, G (1951). « *The Coefficient of Resource Utilization* », *Econometrica* 19, pp 273-292.

²⁸⁷ Farrell M.J. « *The measurement of productive efficiency* », *Journal of the Royal Statistical Society: Series. A General*. Vol. 120, N° 3. (1957). pp: 253-290.

²⁸⁸ Harold O. Fried, C. A. Knox Lovell and Shelton S. Schmidt, « *Efficiency and Productivity* », dans « *The Measurement of Productivity Efficiency* ». Chapitre 1. Oxford University Press, Oxford, 2006. p32.

²⁸⁹ Harold O. Fried, C. A. Knox Lovell and Shelton S. Schmidt, « *Efficiency and Productivity* », dans « *The Measurement of Productivity Efficiency* ». Chapitre 1. Oxford University Press, Oxford, 2006. p35.

de long terme où le profit est nul, c'est-à-dire par rapport à une situation où les rendements d'échelle sont constants. Ainsi, une entreprise est inefficace d'échelle si sa situation initiale est caractérisée par des rendements d'échelle croissants ou décroissants.

L'efficacité technique pure (ET) reflète la capacité d'une entreprise à optimiser sa production pour un niveau donné d'intrants et, symétriquement, à minimiser ses consommations en ressources pour un niveau donné de production. Elle reflète l'organisation du travail à l'intérieur de l'unité de production, l'habileté d'organiser, de motiver et de surveiller efficacement les employés et les superviseurs ou encore l'habileté d'éviter les erreurs et les mauvaises décisions.

Depuis Koopmans (1951) et Farrell (1957), les économistes cherchent tout simplement à mesurer l'efficacité « relative » d'unités de décision comparables, c'est-à-dire qui utilisent les mêmes technologies de production et qui sont confrontées aux mêmes conditions de marché et poursuivent les mêmes objectifs. L'identification des unités les plus efficaces à l'intérieur d'un groupe homogène s'effectue donc à partir des observations disponibles. Cela revient à trouver des méthodes qui permettent d'identifier les « meilleures » unités et de mesurer l'éloignement des autres par rapport à ces « meilleures pratiques »²⁹⁰.

Sur le plan théorique, le principe de ces méthodes est simple. Il consiste à comparer l'efficacité d'une unité à ceux qu'elle obtiendrait si elle adoptait les choix des autres. On trouve ainsi les unités qui ne peuvent améliorer leurs efficacités en se comportant comme les autres. Ce sont celles qui ont la « meilleure pratique ». Elles servent à définir la « *frontière d'efficacité* ». Il s'agit donc de trouver la « frontière » du domaine des productions possibles sur laquelle se situent les « meilleures » unités. On mesure ensuite la « distance » qui sépare les autres unités de ces dernières. Cette distance est exprimée au moyen d'un « *score d'efficacité* ».

En effet, dans cette approche, les unités les plus efficaces servent de modèles aux autres. L'efficacité de chaque unité est donc simplement évaluée par rapport aux « meilleures pratiques » observées et non par rapport à un objectif technique ou économique absolu. Les scores d'efficacité sont donc des mesures de l'efficacité relative.

La littérature et les recherches empiriques fournissent de nombreux exemples de l'utilisation des techniques de mesure de l'efficacité dans des domaines très variés.

Dans notre travail, nous essaierons d'appliquer une méthode paramétrique connue sous le nom « Stochastic Frontier Analysis » pour évaluer les scores d'efficacité techniques des agences bancaires de la banque régionale de Rabat-Kénitra. Avant d'étudier les sous-basements théoriques de ce modèle, il est utile de définir l'activité d'une agence bancaire afin de déduire les inputs et les outputs adéquats pour leur utilisation dans notre modèle.

II. Activité des agences bancaires

Les agences bancaires sont les points de vente des banques. Elles ont pour mission de s'adapter au marché qui les entourent en collectant et en traitant de l'information sur les besoins et les attentes de la demande de proximité, de valoriser les relations avec les clients, et ainsi de développer et d'entretenir la clientèle existante.

²⁹⁰ BURKART Olivier, DIETSCH Michel et GONSARD Hervé. « L'efficacité coût et l'efficacité profit des établissements de crédit français depuis 1993 », *Bulletin de la commission bancaire n° 20 - Avril 1999*, p 27.

La nature de l'activité des agences bancaires et la complexité des produits qu'elles offrent justifient la nécessité d'utilisation d'indicateurs robustes pour l'évaluation de leurs efficacités. En outre, cette évaluation doit être abordée sous l'angle du *benchmarking*.

Les agences assurent une fonction commerciale pour le compte de la banque. Pour qualifier cette fonction, on utilise des variables de bilan (activité de dépôt et de crédit) et variables dites « hors bilan » (assurance-dommage, assurance vie...). L'utilisation de telles variables fait que la fonction estimée présente des similitudes avec la fonction de production de la banque elle-même²⁹¹. Toutefois, la fonction de production bancaire ne peut pas être utilisée pour décrire l'activité d'une agence. Celle-ci ne « produit » pas à proprement parler les produits bancaires, son rôle est de les distribuer. En effet, l'agence bancaire produit des services d'information, de proximité et d'accessibilité. Ces services produits lui permettent de vendre les services bancaires et les services non bancaires²⁹².

Pour réaliser leur activité de distribution auprès d'une clientèle de proximité, les agences bancaires emploient trois types de ressources : des ressources humaines, des ressources d'exploitation et le capital clients²⁹³.

La littérature économique a développé de nombreuses mesures pour les inputs des points de vente (Ingene, 1982)²⁹⁴. Les ressources humaines peuvent être mesurées par le nombre d'employés en équivalent temps plein ou par les frais de personnel qu'elles occasionnent. De la même manière, les ressources d'exploitation peuvent être mesurées par les frais opérationnels occasionnés par l'exploitation du capital physique, par le nombre de m², le nombre de postes informatiques, ou encore par l'actif immobilisé (Colwell et Davis, 1992)²⁹⁵ ; Berger et Humphrey, 1997²⁹⁶.

De la même manière, le capital client peut être mesuré sous différentes formes : le montant des comptes de dépôts ou les intérêts versés à la clientèle, comme il peut être évalué par le nombre de comptes courants vivants²⁹⁷ approchant le nombre de clients effectifs d'une agence bancaire²⁹⁸.

²⁹¹ Il existe différentes approches pour définir la technologie de production bancaire : l'approche production, l'approche intermédiation, l'approche par l'actif, l'approche par les coûts d'usage, l'approche par la valeur ajoutée. Pour une revue de la littérature, on se réfère à Berger et Humphrey 1992, 1997), Colwell et Davis (1992), et Hubrecht (2003).

²⁹² HUBRECHT Aude, DIETSCH Michel, GUERRA Fabienne. « Mesure de la performance des agences bancaires par une approche DEA ». FARGO - Centre de recherche en Finance, Architecture et Gouvernance des Organisations. Cahier du FARGO n° 1050602. Juin 2005, p 8.

²⁹³ Le capital clients est une caractéristique particulière de l'activité bancaire. Le capital Clients de l'agence peut être considéré comme son fonds de commerce. Sans clientèle de départ elle ne peut exercer son activité de prêt, de services de gestion de la liquidité ou des moyens de paiement.

²⁹⁴ Ingene C.A., (1982), « Labor productivity in retailing », *Journal of Marketing*, vol. 46 (4), pp 75-90.

²⁹⁵ Colwell R.J., Davis E.P., (1992), « Output and productivity in banking », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 94, pp 111-129.

²⁹⁶ Berger A.N., Humphrey D.B., (1997), « Efficiency of financial institutions », *international surveys and directions for future research, European Journal of Operational Research*, vol. 98, pp 175-212.

²⁹⁷ Le terme « nombre de comptes vivants » désigne le nombre de compte à vue ayant été modifié au moins une fois au cours de l'exercice comptable étudié.

²⁹⁸ GUERRA F. HUBRECHT A., LEG-FARGO, « Mesure de la performance globale des agences bancaires : une application de la méthode DEA », Université de Bourgogne, MCF, p 21.

Tableau 1 : Variables d'input retenues pour spécifier le plan de production des agences bancaires

Les trois inputs retenus		Mesure des trois inputs retenus
Les ressources humaines	→	Nombre d'employés en équivalent temps plein
Les ressources d'exploitation	→	Frais opérationnels
Le capital client	→	Nombre de comptes courants actifs

Les agences bancaires proposent six principaux types de produits à leur clientèle : les produits d'épargne liquide encore appelés dépôts rémunérés, les prêts parmi lesquels nous distinguons les prêts aux particuliers et les prêts aux entreprises, l'accès aux services liés à la gestion des comptes de dépôts à vue, les produits d'assurance-dommages et les produits de l'épargne financière (produits d'assurance-vie et des OPCVM)²⁹⁹. Ces six produits peuvent être classés en trois catégories : la première catégorie comprend les produits issus de l'intermédiation bancaire effectuée par la banque (les prêts et l'épargne) ; la deuxième, les services liés à la gestion des moyens de paiement ; et la troisième, les produits d'assurance-dommages et les produits de l'épargne financière.

Les activités de prêt, de collecte de dépôt, et d'épargne financière sont mesurées en encours. L'output correspondant aux services de gestion des moyens de paiement (qui comprend des services d'autorisation de découvert, de mise à disposition de cartes de crédit et de chèquiers, d'assurance contre la perte et le vol de chèque, etc.) peut être mesuré par l'encours des dépôts à vue. Toutefois, cette mesure est moins représentative de la vente des services de gestion des moyens de paiement que le montant des commissions perçues. Nous avons choisi la mesure la plus représentative de la valeur des services liés aux moyens de paiement vendus par les agences bancaires ou encore de la demande des clients pour ces services. Par ailleurs, l'output représentant la vente de contrats d'assurance-dommages est renouvelable chaque année par définition : il est mesuré par le montant des primes d'assurance.

Tableau 2 : Variables d'outputs retenues pour spécifier le plan de production des agences bancaires

Six outputs retenus	Mesure des outputs retenus
Les prêts aux particuliers	Valeur des encours de crédits aux particuliers
Les prêts aux professionnels	Valeur des encours de crédits aux professionnels
L'épargne liquide	Valeur des encours de dépôts rémunérés
Les services liés à la gestion des moyens de paiement	Montant des commissions sur services de gestion des moyens de paiement
Les produits d'assurance dommages	Montant des primes d'assurance dommages
Les produits d'épargne financière	Valeur des encours d'épargne financière

²⁹⁹ HUBRECHT Aude, DIETSCH Michel, GUERRA Fabienne. « Mesure de la performance des agences bancaires par une approche DEA ». FARGO - Centre de recherche en Finance, Architecture et Gouvernance des Organisations. Cahier du FARGO n° 1050602. Juin 2005, p 12.

Nous limiterons notre analyse à l'estimation de l'efficacité technique sous l'hypothèse que les producteurs produisent un seul output, soit parce qu'ils produisent réellement un seul output soit parce qu'il est possible d'agréger leurs multiples outputs en un unique output. Les frontières de production fournissent les références contre lesquelles l'efficacité du producteur est évaluée et l'efficacité est évaluée au moyen d'une mesure axée sur les outputs de l'efficacité technique. Dans notre travail nous considérons les agences bancaires comme des producteurs caractérisés par une fonction de production dépendant de plusieurs variables input et d'une seule variable output.

III. Modèles d'efficacité technique de la fonction de production de la frontière déterministe et stochastique

III.1. Modèles de la frontière de production avec données en coupes transversales

Nous supposons ici que les données en coupes transversales des N inputs utilisées pour produire un seul output sont disponibles pour chacun des I producteurs. Le modèle de la fonction de la production de la frontière peut être écrit comme

$$y_i = f(x_i; \beta) \cdot TE_i \quad (1)$$

où y_i est l'output (scalaire) du producteur i , $1 \leq i \leq I$, x_i est un vecteur de N inputs utilisés par le producteur i , $f(x_i; \beta)$ est la fonction de production et β est un paramètre vectoriel contenant les paramètres de la technologie à estimer.

L'efficacité technique axée sur l'output TE_i est donnée par

$$TE_i = \frac{y_i}{f(x_i; \beta)} \quad (2)$$

qui est le rapport entre l'output observé et l'output réalisable maximum. L'output observé y_i atteint sa valeur maximale réalisable $f(x_i; \beta)$ si et seulement $TE_i = 1$. Sinon, $TE_i < 1$ fournit une mesure de l'écart de l'output observé de l'output maximum réalisable.

Dans l'équation (1), la frontière de la production $f(x_i; \beta)$ est déterministe. Par conséquent, dans l'équation (2), l'écart total de l'output observé y_i par rapport à l'output maximum réalisable $f(x_i; \beta)$ est attribué à l'inefficacité technique. Une telle spécification ignore le fait que l'output peut être affecté par des chocs aléatoires qui ne sont pas sous le contrôle du producteur. L'incorporation des chocs aléatoires spécifiques aux producteurs dans l'analyse requiert la spécification d'une frontière de production stochastique. A cet effet, nous réécrivons l'équation (1) comme

$$y_i = f(x_i; \beta) \cdot \exp(v_i) \cdot TE_i \quad (3)$$

où $f(x_i; \beta) \cdot \exp(v_i)$ est la frontière de production stochastique. Elle se compose de deux parties : une partie déterministe $f(x_i; \beta)$ commune à tous les producteurs et une partie spécifique au producteur $\exp(v_i)$ qui capte l'effet des chocs aléatoires sur chaque producteur. Si la frontière de production est spécifiée comme étant stochastique, l'équation (2) devient

$$TE_i = \frac{y_i}{f(x_i; \beta) \cdot \exp(v_i)} \quad (4)$$

qui définit l'efficacité technique comme le rapport de l'output observé à l'output maximum réalisable dans un environnement caractérisé par $\exp(v_i)$. Maintenant, L'output observé y_i atteint sa valeur maximale réalisable $f(x_i; \beta) \cdot \exp(v_i)$ si et seulement $TE_i = 1$. Sinon, $TE_i < 1$ fournit une mesure

de l'écart de l'output observé de l'output maximum réalisable dans un environnement caractérisé par $\exp(v_i)$.

L'efficacité technique peut être estimée en utilisant soit le modèle de production de la frontière déterministe donné par les équations (1) et (2) soit le modèle de production de la frontière stochastique donné par les équations (3) et (4). Puisque le premier modèle ignore l'effet des chocs aléatoires sur le processus de production et que le dernier modèle inclut leur effet, le dernier modèle est préféré.

Frontière de production déterministe

Nous commençons par réécrire l'équation (1) comme

$$y_i = f(x_i; \beta) \cdot \exp(-u_i) \quad (5)$$

où $TE_i = \exp(-u_i)$. Puisque nous requérons $TE_i \leq 1$, on doit avoir $u_i \geq 0$.

Ensuite nous supposons que la fonction $f(x_i; \beta)$ prend la forme log-linéaire de Cobb-Douglas :

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \cdot \ln(x_{ni}) - u_i \quad (6)$$

où $u_i \geq 0$ garantit que $y_i \leq f(x_i; \beta)$. L'équation (6) est un modèle de régression linéaire avec une erreur aléatoire $-u_i$ non positive. Notre but est d'obtenir d'une part une estimation du paramètre vectoriel β qui décrit la structure de la frontière de production et d'autre part d'obtenir une estimation de u_i qui peut être utilisée dans l'estimation de l'efficacité technique TE_i de chaque producteur par $TE_i = \exp(-u_i)$. Quelle que soit la stratégie suivie, on doit en quelque sorte incorporer la restriction $u_i \geq 0$.

Frontières de production stochastiques :

Aigner, Lovell et Schmidt (ALS) (1977) et Meeusen et Van Den Broeck (MB) (1977) ont introduit simultanément les modèles de la frontière de production stochastique. Ces modèles permettent l'inefficacité technique mais ils reconnaissent aussi le fait que les chocs aléatoires en dehors du contrôle des producteurs puissent affecter l'output.

En supposant que la fonction $f(x_i; \beta)$ prend la forme log-linéaire de Cobb-Douglas, le modèle de la frontière de la production stochastique peut s'écrire comme :

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \cdot \ln(x_{ni}) + v_i - u_i \quad (7)$$

où v_i est la composante de l'erreur symétrique et u_i est la composante de l'erreur représentant l'inefficacité technique. Comme l'erreur dans l'équation (7) a deux composantes, le modèle de la frontière de production stochastique est souvent appelé modèle à erreur composée. La composante v_i est supposée symétrique, i.i.d., d'espérance mathématique nulle, et indépendante de u_i . Donc, l'erreur $\varepsilon_i = v_i - u_i$ est asymétrique, puisque $u_i \geq 0$. En supposant que v_i et u_i sont indépendantes de x_i , l'estimation de (7) par les moindres carrés ordinaires (MCO) fournit des estimations des β_n mais

pas de β_0 car $E(\varepsilon_i) = -E(u_i) \leq 0$. De plus, les MCO ne fournissent pas des estimations de l'efficacité technique spécifique au producteur.

Nous présentons ci-dessous la méthode du maximum de vraisemblance qui peut être utilisée pour estimer le paramètre vectoriel β et les u_i . Nous présentons une procédure à deux étapes dans laquelle la première étape implique l'utilisation des MCO pour estimer les paramètres β_n ($n = 0$) et la seconde étape implique l'utilisation du maximum de vraisemblance pour estimer la constante β_0 et les variances des deux composantes de l'erreur. Donc les hypothèses distributionnelles (sur les lois) sont utilisées dans la méthode du maximum de vraisemblance et dans la seconde étape de la procédure à deux étapes. Finalement, pour estimer l'efficacité technique de chaque producteur des hypothèses sur les lois sont requises.

Le modèle normale-demi normale

Nous considérons le modèle de la frontière de la production stochastique donné par :

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \cdot \ln(x_{ni}) + v_i - u_i \quad (8)$$

Nous faisons les hypothèses suivantes sur les lois :

(i) $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$ et les v_i sont i.i.d.

(ii) $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$, les u_i sont i.i.d.

(iii) v_i et u_i sont indépendantes entre elles et avec les régresseurs.

La fonction de densité de u est donnée par :

$$f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_u} \cdot \exp\left(-\frac{u^2}{2\sigma_u^2}\right) \quad (9)$$

La fonction de densité de v est donnée par :

$$f(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_v} \cdot \exp\left(-\frac{v^2}{2\sigma_v^2}\right) \quad (10)$$

Etant donné l'hypothèse d'indépendance, la fonction de densité jointe de u et v est le produit de leurs fonctions de densité individuelles :

$$f(u, v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_u\sigma_v} \cdot \exp\left(-\frac{u^2}{2\sigma_u^2} - \frac{v^2}{2\sigma_v^2}\right) \quad (11)$$

Puisque $\varepsilon = v - u$, la fonction de densité jointe de u et ε est donnée par

$$f(u, \varepsilon) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_u\sigma_\varepsilon} \cdot \exp\left(-\frac{u^2}{2\sigma_u^2} - \frac{(\varepsilon + v)^2}{2\sigma_\varepsilon^2}\right) \quad (12)$$

La fonction de densité marginale de ε est déduite par

$$f(\varepsilon) = \int_0^{+\infty} f(u, \varepsilon) du = \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma} \left[1 - \Phi\left(\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right) \right] \cdot \exp\left(-\frac{\varepsilon^2}{2\sigma^2}\right)$$

$$f(\varepsilon) = \frac{2}{\sigma} \cdot \phi\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right) \Phi\left(-\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right) \quad (13)$$

où $\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$, $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$, $\phi(\cdot)$ et $\Phi(\cdot)$ sont respectivement la fonction de densité et la fonction de répartition de la loi normale centrée et réduite.

La fonction de densité marginale $f(\varepsilon)$ est asymétrique dont la moyenne et la variance sont données par :

$$E(\varepsilon) = -E(u) = -\sigma_u \cdot \sqrt{\frac{2}{\pi}}$$

$$V(\varepsilon) = \frac{\pi-2}{\pi} \cdot \sigma_u^2 + \sigma_v^2 \quad (14)$$

Les auteurs ALS ont suggéré $(1 - E(u))$ comme un estimateur de l'efficacité technique moyenne des producteurs. Cependant, Lee et Tyler (1978) ont proposé :

$$E(\exp(-u)) = 2[1 - \Phi(\sigma_u)] \cdot \exp\left(\frac{\sigma_u^2}{2}\right) \quad (15)$$

qui est préférée à $(1 - E(u))$ puisque $(1 - u)$ inclut seulement le premier terme dans le développement en série de puissances de $\exp(-u)$. Aussi, contrairement à $(1 - E(u))$, $E(\exp(-u))$ est consistante avec la définition de l'efficacité technique.

La fonction du log de vraisemblance pour un échantillon de I producteurs est donnée par :

$$\ln L = \text{constante} - I \cdot \ln \sigma + \sum_{i=1}^I \ln \Phi\left(-\frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma}\right) - \frac{1}{2\sigma^2} \cdot \sum_{i=1}^I \varepsilon_i^2 \quad (16)$$

Cette fonction peut être maximisée par rapport aux paramètres pour obtenir des estimations du maximum de vraisemblance de tous les paramètres. Ces estimations sont consistantes lorsque $I \rightarrow +\infty$.

La prochaine étape est l'obtention des estimations de l'efficacité technique de chaque producteur. Nous avons des estimations de $\varepsilon_i = v_i - u_i$ qui contiennent évidemment des informations sur u_i . Si $\varepsilon_i > 0$ alors il y'a des chances que u_i ne soit pas élevé (car $E(v_i) = 0$), ce qui suggère que le producteur est relativement efficace, alors que si $\varepsilon_i \leq 0$ il y'a des chances que u_i soit élevé, ce qui suggère que ce producteur est relativement inefficace. Le problème est d'extraire l'information que contient ε_i sur u_i . Une solution au problème est obtenue à partir de la loi conditionnelle de u_i étant donnée ε_i . Jondrow et al (JLMS) (1982) ont montré que si $u_i \sim N^*(0, \sigma_u^2)$ alors la loi conditionnelle de u sachant ε est (on omet l'indice i pour la simplicité):

$$f(u/\varepsilon) = \frac{f(u, \varepsilon)}{f(\varepsilon)}$$

$$f(u/\varepsilon) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \cdot \exp\left\{-\frac{(u-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\} / \left[1 - \Phi\left(-\frac{\mu}{\sigma}\right)\right] \quad (17)$$

où $\mu = -\varepsilon \frac{\sigma^2}{\sigma^2}$ et $\sigma^2 = \frac{\sigma_u^2 \sigma_\varepsilon^2}{\sigma^2}$. Comme $f(u/\varepsilon)$ suit une loi $N^*(\mu, \sigma^2)$, donc la moyenne ou le mode peuvent servir comme estimateur ponctuel de u_i . Ils sont donnés respectivement par :

$$E(u_i/\varepsilon_i) = \mu_{u_i} + \sigma \cdot \left[\frac{\phi\left(-\frac{\mu}{\sigma}\right)}{1 - \Phi\left(-\frac{\mu}{\sigma}\right)} \right]$$

$$E(u_i/\varepsilon_i) = \sigma \cdot \left[\frac{\phi\left(-\varepsilon_i/\sigma\right)}{1 - \Phi\left(-\varepsilon_i/\sigma\right)} - \frac{\varepsilon_i}{\sigma} \right] \quad (18)$$

et

$$M(u_i/\varepsilon_i) = \begin{cases} -\varepsilon_i \left(\frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}\right) & \text{si } \varepsilon_i \leq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (19)$$

$E(u_i/\varepsilon_i)$ est plus utilisé que $M(u_i/\varepsilon_i)$ bien que ce dernier a une bonne interprétation comme estimateur du maximum de vraisemblance. Meterov (1981) a montré que $M(u_i/\varepsilon_i)$ peut être déduit en maximisant la fonction de densité jointe de u_i et v_i par rapport u_i et v_i sous la contrainte $v_i - u_i = \varepsilon_i$.

Une fois l'estimation ponctuelle de u_i obtenue, les estimations de l'efficacité technique de chaque producteur peut être obtenue à partir de :

$$TE_i = \exp(-\hat{u}_i) \quad (20)$$

où \hat{u}_i est soit $E(u_i/\varepsilon_i)$ soit $M(u_i/\varepsilon_i)$.

Battese et Coelli (1988) ont proposé un estimateur ponctuel alternatif pour TE_i :

$$TE_i = E(\exp(-u_i)/\varepsilon_i) = \left[\frac{1 - \Phi\left(\frac{\sigma_u}{\sigma} - \frac{u_i}{\sigma}\right)}{1 - \Phi\left(-\frac{u_i}{\sigma}\right)} \right] \cdot \exp\left\{-u_i + \frac{1}{2}\sigma\right\} \quad (21)$$

Les estimateurs ponctuels donnés dans les équations (20) et (21) peuvent donner des résultats différents, puisque $\exp\{-E(u_i/\varepsilon_i)\} \neq E(\exp\{-u_i/\varepsilon_i\})$. L'estimation donnée dans l'équation (21) est préférée particulièrement lorsque u_i n'est pas proche de zéro. Cependant, quelle que soit l'estimation utilisée, les estimations de l'efficacité technique ne sont pas consistantes car la variation associée à loi de (u_i/ε_i) est indépendante de i . Malheureusement, ceci apparaît être le meilleurs qui puisse être achevé avec les données en coupes transversales.

Il est possible d'obtenir des intervalles de confiance pour les estimations ponctuelles de l'efficacité technique en exploitant le fait que la fonction de densité de (u_i/ε_i) est celle d'une loi $N^*(\mu, \sigma^2)$.

Horrace et Schmidt (1995,1996) ont calculé les bornes inférieures et supérieures de (u_i/ε_i) desquelles ils ont déduit les bornes inférieures et supérieures de $(\exp(-u_i)/\varepsilon_i)$ au niveau de confiance de $(1 - \alpha) \times 100\%$:

$$L_i = \exp[-\mu_{u_i} - z_{\alpha/2} \cdot \sigma] \quad \text{et} \quad U_i = \exp[-\mu_{u_i} - z_{\alpha/2} \cdot \sigma] \quad (22)$$

$$\text{Où } P(Z > z_L) = \frac{\alpha}{2} \left[1 - \Phi \left(-\frac{\mu_{z_L}}{\sigma_z} \right) \right] \text{ et } P(Z > z_U) = \left(1 - \frac{\alpha}{2} \right) \left[1 - \Phi \left(-\frac{\mu_{z_U}}{\sigma_z} \right) \right] \quad (23)$$

et $z \sim N(0,1)$.

On déduit alors :

$$z_L = \Phi^{-1} \left\{ \left(1 - \frac{\alpha}{2} \right) \left(1 - \Phi \left(-\frac{\mu_{z_L}}{\sigma_z} \right) \right) \right\}$$

$$\text{et } z_U = \Phi^{-1} \left\{ \left[1 - \left(1 - \frac{\alpha}{2} \right) \right] \left(1 - \Phi \left(-\frac{\mu_{z_U}}{\sigma_z} \right) \right) \right\} \quad (24)$$

Berra et Sharma (1996) et Hjalmarsson, Kumbhakar and Heshmati (1996) ont obtenu aussi des intervalles de confiance pour l'estimateur ponctuel de JLM des S de $E(u_i/\varepsilon_i)$ et Berra et Sharma ont obtenu des intervalles de confiance de Battese et Coelli.

Le modèle Normal-exponentiel :

Nous retournons au modèle de la frontière de la production stochastique donnée dans l'équation (8), mais maintenant nous faisons l'hypothèse sur les lois suivantes :

- i) $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$ et les v_i sont *i.i.d.*
- ii) $u_i \sim \text{Exponentiel}$ et les u_i sont *i.i.d.*
- iii) u_i et v_i sont indépendantes entre elles et par rapport aux régresseurs.

Les remarques que nous avons faites concernant les hypothèses des lois sous-jacentes au modèle Normal-Demi normal s'applique au modèle Normal-Exponentiel.

Les fonctions de densité de u et v sont données par :

$$f(u) = \frac{1}{\sigma_u} \cdot \exp \left(-\frac{u}{\sigma_u} \right) \quad (25)$$

$$f(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_v} \cdot \exp \left(-\frac{v^2}{2\sigma_v^2} \right) \quad (26)$$

Comme conséquence de l'hypothèse d'indépendance de u et v , la fonction de densité jointe de u et v est le produit de leurs fonctions de densité individuelles :

$$f(u, v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_u\sigma_v} \cdot \exp \left(-\frac{u}{\sigma_u} - \frac{v^2}{2\sigma_v^2} \right) \quad (27)$$

La fonction de densité jointe u et ε est :

$$f(u, \varepsilon) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_u\sigma_\varepsilon} \cdot \exp \left(-\frac{u}{\sigma_u} - \frac{(u+\varepsilon)^2}{2\sigma_\varepsilon^2} \right) \quad (28)$$

La fonction de densité marginale de ε est donnée par :

$$f(\varepsilon) = \int_0^{\infty} f(u, \varepsilon) du = \frac{1}{\sigma_u} \cdot \Phi\left(-\frac{\varepsilon}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_u}\right) \cdot \exp\left(\frac{\varepsilon}{\sigma_u} + \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2}\right) \quad (29)$$

où $\Phi(\cdot)$ est la fonction de répartition de la loi normale centrée et réduite.

$f(\varepsilon)$ est la fonction de densité d'une loi asymétrique de moyenne et variance :

$$E(\varepsilon) = -E(u) = -\sigma_u \quad \text{et} \quad V(\varepsilon) = \sigma_u^2 + \sigma_v^2 \quad (30)$$

La forme de la loi normale-exponentielle est déterminée par les écarts-types σ_u et σ_v . Lorsque σ_u/σ_v croît alors la loi ressemble le plus à une loi exponentielle négative alors que lorsque σ_v/σ_u croît alors la loi ressemble le plus à une loi normale.

La fonction de log-vraisemblance pour un échantillon de I producteurs peut être écrite comme :

$$\ln L = \text{constante} - I \cdot \ln \sigma_u + I \cdot \left(\frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2}\right) + \sum_{i=1}^I \ln(-A) + \sum_{i=1}^I \frac{\varepsilon_i}{\sigma_u} \quad (31)$$

où $A = -\frac{\tilde{\mu}}{\sigma_v}$ et $\tilde{\mu} = -\varepsilon - \frac{\sigma_v^2}{\sigma_u}$.

Comme pour le cas normal-demi normal, les estimations ponctuelles de l'efficacité technique peuvent être obtenues à partir soit de la moyenne soit du mode de la loi conditionnelle de u sachant ε .

La fonction de densité conditionnelle $f(u/\varepsilon)$ est donnée par :

$$f(u/\varepsilon) = \frac{f(u, \varepsilon)}{f(\varepsilon)}$$

$$f(u/\varepsilon) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma_v \cdot \Phi\left(\frac{\varepsilon - \tilde{\mu}}{\sigma_v}\right)} \cdot \exp\left\{-\frac{(u - \tilde{\mu})^2}{2\sigma_v^2}\right\} \quad (32)$$

$f(u/\varepsilon)$ est la fonction de densité d'une loi $N^*(\tilde{\mu}, \sigma_v^2)$ avec la moyenne :

$$E(u_i/\varepsilon_i) = \tilde{\mu}_i + \sigma_v \cdot \left[\frac{\phi\left(\frac{\varepsilon_i - \tilde{\mu}_i}{\sigma_v}\right)}{\Phi\left(\frac{\varepsilon_i - \tilde{\mu}_i}{\sigma_v}\right)}\right] = \sigma_v \cdot \left[\frac{\phi(A)}{\Phi(-A)} - A\right] \quad (33)$$

où $\phi(\cdot)$ et $\Phi(\cdot)$ sont respectivement la fonction de densité et la fonction de répartition de la loi normale centrée et réduite et le mode :

$$M(u_i/\varepsilon_i) = \begin{cases} \tilde{\mu}_i & \text{si } \tilde{\mu}_i \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (34)$$

Comme dans le cas normal-demi normal, $E(u_i/\varepsilon_i)$ ou $M(u_i/\varepsilon_i)$ peut être utilisé pour fournir des estimateurs de l'efficacité technique spécifique ou producteur. Ces estimateurs sont sans biais mais ne sont pas consistants. De même, des intervalles de confiance des estimateurs ponctuels de l'efficacité technique peuvent être construits.

Pour éviter les problèmes d'inconsistance des estimateurs obtenus par les données en coupes transversales, nous analysons dans la suite les modèles de la frontière de production en données de panel.

Modèle de données de panel de la frontière de production

Les données de panel (observations répétées sur chaque producteur) contiennent évidemment plus d'information que les données à coupes transversales. Par conséquent, on peut s'attendre à ce que l'accès aux données de panel permettent de relâcher les hypothèses fortes sur les lois utilisées pour les données en coupes transversales ou de fournir des estimations de l'efficacité technique plus fiables et plus consistantes. Schmidt et Sickles (1984) ont noté trois difficultés dans les modèles de la frontière de production stochastique pour les données en coupes transversales.

(i) L'estimation du maximum de vraisemblance du modèle de la frontière de production stochastique en coupes transversales et la séparation de l'inefficacité technique du bruit statistique requièrent des hypothèses fortes sur les lois des deux composantes de l'erreur.

(ii) L'estimation du maximum de vraisemblance exige aussi une hypothèse que la composante représentant l'inefficacité technique de l'erreur soit indépendante avec les régresseurs.

(iii) Bien que l'efficacité technique des producteurs puisse être estimée en utilisant la technique JLMs, cette estimation n'est pas consistante, puisque la variance de la moyenne ou celle du mode de (u_i/ε_i) pour chaque producteur individuel ne tend pas vers zéro quand la taille des données en coupes transversales croît.

Toutes ces insuffisances peuvent être évitées si nous avons accès aux données de panel. Premièrement, l'accès aux données de panel permet l'adaptation des techniques d'estimation des données de panel conventionnelles au problème de mesure de l'efficacité technique et ces techniques ne reposent pas toutes sur des hypothèses fortes sur les lois. Les observations répétées sur un échantillon de producteurs peut servir comme un substitut pour les hypothèses fortes sur les lois. Deuxièmement, les techniques d'estimations des données de panel ne requièrent pas toutes l'hypothèse d'indépendance de la composante représentant l'inefficacité technique de l'erreur avec les régresseurs. Les observations répétées sur un échantillon de producteurs peut aussi servir comme un substitut de cette hypothèse d'indépendance. Finalement, l'adjonction de plus d'observations sur chaque producteur génère des informations non fournies par l'adjonction de plus de producteurs aux données en coupes transversales, ce qui résulte en une meilleure consistance de l'estimation de l'efficacité technique lorsque $T \rightarrow \infty$, T étant le nombre d'observations sur chaque producteur. Les observations répétées sur chaque producteur résout le problème d'inconsistance survenant dans la technique JLMs.

Dans la suite, on étudiera les modèles de données de panel de la frontière d'efficacité de production stochastique dans lesquels on autorise que l'efficacité technique varie à travers les producteurs mais ne varie pas au cours du temps.

Invariance temporelle de l'efficacité technique en données de panel

Supposons que nous ayons des observations sur un échantillon de I producteurs au cours de T périodes. Une frontière de production stochastique de Cobb-Douglas avec une efficacité technique

invariante au cours du temps peut s'écrire sous la forme :

$$\ln(y_{it}) = \beta_c + \sum_{n=1}^N \beta_n \cdot \ln(x_{nit}) + v_{it} - u_i \quad (35)$$

où v_{it} est un bruit blanc (variable aléatoire avec $E(v_{it}) = 0$ et $V(v_{it}) = \sigma_v^2$) et $u_i \geq 0$ représente l'inefficience technique. Notons que la structure de la technologie de production (le vecteur des paramètres β) est supposée ne pas varier au cours du temps. Ce modèle est structurellement semblable au modèle de la frontière de production des données en coupes transversales. La seule différence est l'adjonction des indices de temps à l'output, aux inputs et au bruit aléatoire. Dans la suite nous étudions deux types de modèles, le premier à effets fixes et le deuxième à effets aléatoires.

Le modèle à effet fixes :

Le modèle en données de panel le plus simple est le modèle à effets fixes. Pour adapter un tel modèle au contexte de mesure de l'efficience technique nous modifions seulement une hypothèse. La modification requière que u_i soit positive. Nous supposons que les v_{it} soient i.i.d $(0, \sigma_v^2)$ et soient non corrélées avec les régresseurs. Nous ne faisons aucune hypothèse sur la loi de u_i et nous autorisons que les u_i soient corrélées avec les régresseurs ou avec les v_{it} . Puisque les u_i sont traitées comme des effets fixes (càd non aléatoires), ils deviennent des paramètres constants spécifiques aux producteurs qu'il faut estimer comme les β_n .

Le modèle peut être estimé en appliquant les MCO au modèle :

$$\ln(y_{it}) = \beta_{ci} + \sum_{n=1}^N \beta_n \cdot \ln(x_{nit}) + v_{it} \quad (36)$$

où les $\beta_{ci} = \beta_c - u_i$ sont des constantes spécifiques aux producteurs. L'estimation peut être accomplie de trois manières équivalentes : (i) en supprimant β_c et estimant I constantes spécifiques aux producteurs ; (ii) en conservant β_c et en estimant $(I - 1)$ constantes spécifiques aux producteurs; (iii) en appliquant une transformation interne dans laquelle toutes les données sont exprimées en terme d'écart aux moyennes des producteurs et les I constantes sont calculées comme des moyennes des résidus des producteurs.

Après l'estimation nous employons la normalisation suivante :

$$\hat{\beta}_c = \text{tr. max}_i \{ \hat{\beta}_{ci} \} \quad (37)$$

Et les u_i sont estimées à partir de :

$$\hat{u}_i = \hat{\beta}_c - \hat{\beta}_{ci} \quad (38)$$

qui garantit que $\hat{u}_i \geq 0$. Les estimations de l'efficience technique spécifiques aux producteurs sont données par :

$$TE_i = \exp\{-\hat{u}_i\} \quad (39)$$

Donc dans le modèle à effets fixes, au moins un producteur est supposé avoir une efficience technique à 100% et les efficaciences techniques des autres producteurs sont mesurées relativement à ce producteur efficient.

Le modèle à effets fixes a néanmoins un inconvénient. Les effets fixes sont destinés à capter la variation à travers les producteurs dans l'efficacité technique avec invariance temporelle. Malheureusement, ils capturent aussi les effets de tous les phénomènes (comme l'environnement réglementaire) qui varient à travers les producteurs mais qui sont invariants temporellement pour chaque producteur. Cette insuffisance du modèle à effets fixes a suscité l'intérêt d'utiliser les modèles à effets aléatoires.

Le modèle à effets aléatoires :

Dans le modèle à effets fixes, nous avons supposé que les u_i étaient fixes mais nous avons autorisé qu'ils soient corrélés avec les régresseurs. Nous considérons maintenant la situation opposée dans laquelle les u_i sont des variables aléatoires avec des moyennes et des variances constantes mais nous supposons qu'elles soient non corrélées avec les régresseurs et avec les v_{it} . Nous faisons toujours l'hypothèse que u_i soit positive mais nous n'exigeons pas d'hypothèse sur sa loi. Nous supposons toujours que les v_{it} soient i.i.d $(0, \sigma_v^2)$. Cette modification dans les hypothèses nous permet d'inclure des régresseurs invariants temporellement dans le modèle.

Nous réécrivons le modèle de l'équation (35) sous la forme :

$$\ln(y_{it}) = [\beta_0 - E(u_i)] + \sum_{n=1}^N \beta_n \cdot \ln(x_{nit}) + v_{it} - [u_i - E(u_i)]$$

$$\ln(y_{it}) = \beta_0^* + \sum_{n=1}^N \beta_n \cdot \ln(x_{nit}) + v_{it} - u_i^* \quad (40)$$

où l'hypothèse que les u_i sont aléatoires et non fixes permet que quelques x_{nit} soient invariants temporellement. Ce modèle à effets variables peut être estimé par la méthode standard à deux étapes des moindres carrés généralisés (MCG) connu en anglais sous le nom generalized least squares (GLS). Dans la première étape, les MCO sont utilisés pour estimer tous les paramètres. Dans la deuxième étape, β_0^* et les paramètres β_n sont estimés en utilisant les MCG. Notons que β_0^* est indépendant de i puisque $E(u_i)$ est une constante positive, de sorte qu'il y'a seulement un terme constant à estimer. Une fois β_0^* et les β_n ont été estimés, les u_i^* peuvent être estimés à partir des résidus au moyen de :

$$\hat{u}_i^* = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T (\ln(y_{it}) - \hat{\beta}_0^* - \sum_{n=1}^N \hat{\beta}_n \cdot \ln(x_{nit})) \quad (41)$$

Les estimations de u_i sont obtenues au moyen de la normalisation :

$$\hat{u}_i = \max_i \{\hat{u}_i^*\} - \hat{u}_i^* \quad (42)$$

Ces estimations sont consistantes lorsque $I \rightarrow \infty$ e $T \rightarrow \infty$. Les estimations de l'efficacité technique spécifiques aux producteurs sont alors obtenues en substituant \hat{u}_i dans l'équation (39) exactement comme pour le modèle à effets fixes.

Un estimateur alternatif de u_i^* est le meilleurs prédicteur linéaire non biaisé (en anglais, Best Linear Unbiased Predictor, BLUP). Le BLUP de u_i^* est défini par :

$$\hat{u}_i^* = - \left[\frac{\hat{\sigma}_u^2}{T \cdot \hat{\sigma}_v^2 + \hat{\sigma}_u^2} \right] \cdot \sum_{t=1}^T (\ln(y_{it}) - \hat{\beta}_0^* - \sum_{n=1}^N \hat{\beta}_n \cdot \ln(x_{nit})) \quad (43)$$

et l'estimateur résultant de u_i donné par :

$$\hat{u}_i = \max_i \{\hat{u}_i^* - \hat{u}_i^* \} \quad (44)$$

qui peut être substitué dans l'équation (39) pour générer des estimations de l'efficacité technique spécifiques aux producteurs. Pour de larges valeurs de T , les estimateurs donnés dans les équations (42) et (43) sont équivalentes. Les deux estimations sont consistantes lorsque $I \rightarrow \infty$ et $T \rightarrow \infty$. Comme pour le modèle à effets fixes, les estimations de l'efficacité technique du modèle à effets aléatoires requièrent qu'au moins un des producteurs ait une efficacité technique à 100% et que les efficacités des autres producteurs soient mesurées par rapport au producteur efficace.

La méthode des MCG est appropriée lorsque I large, puisque la consistance de l'estimation de σ_u^2 exige que $I \rightarrow \infty$, et lorsque les effets sont non corrélés avec les régresseurs, puisque la non corrélation accroît l'efficacité technique.

Maximum de vraisemblance :

Les méthodes précédentes montrent que l'accès aux données de panel nous permet d'éviter les hypothèses fortes sur les lois et sur l'indépendance généralement émises dans la littérature de la frontière de la production en coupes transversales. Nous faisons ici les hypothèses suivantes sur les lois de probabilité :

- i) $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$ et les v_i sont *i.i.d.*
- ii) $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$ et les u_i sont *i.i.d.*
- iii) u_i et v_i sont indépendantes entre elles et par rapport aux régresseurs.

Pitt et Lee ont utilisé ces hypothèses pour estimer l'efficacité technique en données de panel. Nous reprenons la fonction de densité de u invariante temporellement donnée dans l'équation (9) :

$$f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_u}} \cdot \exp\left(-\frac{u^2}{2\sigma_u^2}\right)$$

La fonction de densité de $v = (v_1 \ v_2 \ \dots \ v_T)'$, l'indice relatif au producteur a été omis, est donnée par :

$$f(v) = \frac{1}{(2\pi)^T \cdot 2\sigma_v^T} \cdot \exp\left(-\frac{v'v}{2\sigma_v^2}\right) \quad (45)$$

En tenant compte de l'hypothèse d'indépendance entre u et v , la fonction de densité jointe de u et v est donnée par :

$$f(u, v) = \frac{1}{(2\pi)^{T+1} \cdot 2\sigma_u \cdot \sigma_v^T} \cdot \exp\left(-\frac{u^2}{2\sigma_u^2} - \frac{v'v}{2\sigma_v^2}\right) \quad (46)$$

La fonction de densité jointe de u et $\varepsilon = (v_1 - u \ v_2 - u \ \dots \ v_T - u)'$ est déduite par :

$$f(u, \varepsilon) = \frac{1}{(2\pi)^{T+1} \cdot 2\sigma_u \cdot \sigma_v^T} \cdot \exp\left(-\frac{(u-\mu)^2}{2\sigma_u^2} - \frac{\varepsilon'\varepsilon}{2\sigma_v^2} + \frac{\mu^2}{2\sigma_u^2}\right) \quad (47)$$

où

$$u_i = -\frac{T \cdot \sigma_u^2 \cdot \bar{\varepsilon}}{\sigma_v^2 + T \cdot \sigma_u^2}$$

$$\sigma^2 = \frac{\sigma_u^2 \cdot \sigma_v^2}{\sigma_v^2 + T \cdot \sigma_u^2}$$

$$\bar{\varepsilon} = \frac{1}{T} \cdot \sum_{i=1}^T \varepsilon_{it}$$

On déduit la fonction de densité marginale de ε par :

$$f(\varepsilon) = \int_0^{\infty} f(u, \varepsilon) du$$

$$f(\varepsilon) = \frac{2 \left[1 - \Phi \left(-\frac{\mu_i}{\sigma_i} \right) \right]}{(2\pi)^{T/2} \cdot \sigma_i^{T-1} (\sigma_v^2 + T \cdot \sigma_u^2)^{T/2}} \cdot \exp \left\{ -\frac{\varepsilon' \varepsilon}{2\sigma_i^2} + \frac{\mu_i^2}{2\sigma_i^2} \right\} \quad (48)$$

La fonction du log de vraisemblance pour un échantillon de I producteurs observés au cours de T périodes est donnée par :

$$\begin{aligned} \ln L = \text{constante} &- \frac{I(T-1)}{2} \cdot \ln \sigma_v^2 - \frac{I}{2} \cdot \ln (\sigma_v^2 + T \cdot \sigma_u^2) + \sum_{i=1}^I \ln \left[1 - \Phi \left(-\frac{\mu_i}{\sigma_i} \right) \right] - \\ &\frac{1}{2\sigma_i^2} \cdot \sum_{i=1}^I \varepsilon'_{it} \cdot \varepsilon_i + \frac{1}{2} \cdot \sum_{i=1}^I \left(\frac{\mu_i}{\sigma_i} \right)^2 \end{aligned} \quad (49)$$

Cette fonction peut être maximisée pour donner des estimations du maximum de vraisemblance de β , σ_v^2 et σ_u^2 .

Pour obtenir l'efficacité technique spécifique au producteur et qui est invariante par rapport au temps, nous commençons par chercher la fonction de densité conditionnelle de (u/ε) qui est définie par :

$$f(u/\varepsilon) = \frac{f(u, \varepsilon)}{f(\varepsilon)}$$

$$f(u/\varepsilon) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma_i \cdot \left[1 - \Phi \left(-\frac{\mu_i}{\sigma_i} \right) \right]} \cdot \exp \left\{ -\frac{(u-\mu_i)^2}{2\sigma_i^2} \right\} \quad (50)$$

qui est la fonction de densité d'une loi $N^*(\mu_i, \sigma_i^2)$.

L'efficacité technique peut être estimée par la moyenne ou le mode:

$$E(u_i/\varepsilon_i) = \mu_{i1} + \sigma_i \cdot \left[\frac{\Phi \left(-\frac{\mu_{i1}}{\sigma_i} \right)}{1 - \Phi \left(-\frac{\mu_{i1}}{\sigma_i} \right)} \right] \quad (51)$$

$$M(u_i/\varepsilon_i) = \begin{cases} \mu_{i1} & \text{si } \varepsilon_i \leq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (52)$$

Ces deux estimateurs de u_i sont constants lorsque $T \rightarrow \infty$. Leur substitution dans l'équation

$TE_i = \exp\{-\hat{u}_i\}$ donne des estimations de l'efficacité technique spécifique à chaque producteur et invariante au cours du temps.

Un estimateur alternatif est donné par le prédicteur :

$$E(\exp\{-u_i\}|\varepsilon_i) = \frac{1 - \Phi\left(\frac{\sigma_u - \frac{u_i}{\sigma_u}}{\sigma_u}\right)}{1 - \Phi\left(-\frac{\frac{u_i}{\sigma_u}}{\sigma_u}\right)} \cdot \exp\left\{-u_i + \frac{1}{2} \cdot \sigma_u^2\right\} \quad (53)$$

Dans ce qui suit nous présentons le modèle de Battese-Coelli (1993-1995) qui prend en considération l'explication des effets de l'inefficience technique dans le modèle de la frontière de la production stochastique en données de panel.

Modèle de Battese-Coelli pour les effets de l'inefficience technique

La plupart des modèles des fonctions de la frontière stochastique n'ont pas formulé explicitement un modèle expliquant les effets de l'inefficience. Plusieurs travaux empiriques ont traité le problème de l'explication des effets de l'inefficience, dont les travaux de Pitt et Lec (1981), Kajirajan et Finn (1983) et Kalijaran et Shand (1989). Ces recherches ont adopté une approche à deux étapes, dans laquelle la première étape nécessite la spécification et l'estimation de la fonction de la production de la frontière stochastique et la prédiction des effets de l'inefficience ou les efficacités techniques. La deuxième étape de l'analyse nécessite la spécification d'un modèle de régression pour les effets d'inefficience prédits ou les niveaux de l'efficacité technique en termes de diverses variables explicatives et d'une erreur aléatoire additive.

Huang et Liu (1994) ont proposé un modèle en coupes transversales qui tient compte des interactions entre les variables qui caractérisent l'inefficience technique et les facteurs de production, c'est le modèle de la frontière non neutre. Battese et Coelli (1993, 1995) ont proposé un modèle qui adapte le modèle de Huang et Liu aux données de panel.

Le modèle de la frontière stochastique adopté par Battese et Coelli s'écrit :

$$\ln(y_{it}) = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \cdot \ln(x_{nit}) + v_{it} - u_{it} \quad (54)$$

Dans ce modèle, les effets de l'inefficience u_{it} sont supposés varier au cours du temps. Battese et Coelli ont spécifié le modèle suivant pour u_{it} :

$$u_{it} = \sum_{k=1}^K \delta_k \cdot z_{kit} + w_{it} \quad (55)$$

où les δ_k sont des paramètres à estimer, les z_{kit} sont des variables explicatives, u_{it} est supposé suivre une loi normale tronquée de moyenne $\sum_{k=1}^K \delta_k \cdot z_{kit}$ et de variance σ^2 , les w_{it} sont des variables aléatoires qui suivent une loi normale tronquée de moyenne nulle et de variance σ^2 .

La méthode du maximum de vraisemblance est utilisée pour l'estimation simultanée des paramètres de la fonction stochastique et les paramètres du modèle de l'inefficience technique.

Après estimation de u_{it} , l'efficacité technique est estimée par la formule :

$$TE_i = \exp(-\hat{u}_{it}) = \exp\left(-\sum_{k=1}^K \hat{\delta}_k \cdot z_{kit} - \hat{w}_{it}\right)$$

IV. Etude empirique : mesure des efficacités techniques des agences de la Banque Populaire Régionale Rabat-Kénitra

Dans cette étude empirique nous allons mesurer l'efficacité technique de 78 agences de la Banque Populaire Régionale de Rabat-Kenitra (BPR-RK) sur la période 2007-2010. Cette analyse sera faite en adoptant l'approche de Battese et Coelli (1995) de la frontière stochastique (SFA) avec facteurs explicatifs de l'inefficacité technique.

Méthodologie de l'étude et définition des variables

Les paramètres de la fonction de production de la frontière stochastique et les scores d'efficacité de chaque agence bancaire de notre échantillon sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance en utilisant le logiciel « Frontier 4.1 » (Coelli, 1996). Ce programme utilise la paramétrisation suivante de la fonction de vraisemblance :

$$\sigma^2 = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2) \text{ et } \gamma = \sigma_v^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$$

Définition des paramètres de la fonction de production et des déterminants de l'efficacité

Les agences bancaires assurent le rôle des distributeurs de produits bancaires (des comptes de dépôts et de crédits) et des produits non bancaires (produits d'assurance dommage, services liés aux moyens de paiement, produits d'épargne financière comprenant les OPCVM et l'assurance vie).

La diversité des outputs des agences bancaires et l'adoption d'une approche orientée input nous emmènent à retenir une seule variable qui pourrait synthétiser toute la production des agences bancaire. Cette variable n'est autre que le Produit Brut d'Exploitation des agences bancaires (PBE).

Pour assurer leur activité, les agences bancaires utilisent trois inputs, à savoir :

- Le capital travail (KT) : mesuré par l'effectif par agence,
- Le capital physique (KP) : mesuré par les charges générales d'exploitation,
- Le capital client (KC) : mesuré par le nombre de clients par agence.

Par ailleurs, nous avons retenu quatre variables susceptibles d'expliquer le niveau d'efficacité (inefficacité) des agences bancaires de notre échantillon. Ces variables sont :

- La part du portefeuille entreprises (PE) : cette variable est mesurée par la part de la clientèle entreprises par rapport au nombre total de clients par agence ;
- L'âge de l'agence (AA) : mesuré par le nombre d'années depuis la création de l'agence i ;
- Le coefficient d'emploi (CE) : qui est le rapport entre les emplois globaux et les ressources globales ;
- La rémunération par agent (RA) : donnée par la rémunération moyenne annuelle par agent.

Le modèle à estimer peut donc être écrit sous la forme logarithmique suivante :

$$\ln(PBE) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(KT) + \beta_2 \cdot \ln(KP) + \beta_3 \cdot \ln(KC) + v_{it} - u_{it}$$

où u_{it} est modélisé par :

$$u_{it} = \delta_0 + \delta_1 \cdot PE_{it} + \delta_2 \cdot AA_{it} + \delta_3 \cdot CE_{it} + \delta_4 \cdot RA_{it} + w_{it}$$

l'espérance mathématique de u_{it} est donnée par :

$$m_{it} = E(u_{it}) = \delta_0 + \delta_1 \cdot PE_{it} + \delta_2 \cdot AA_{it} + \delta_3 \cdot CE_{it} + \delta_4 \cdot RA_{it}$$

Présentation de l'échantillon

Notre étude porte sur un échantillon de 78 agences de la Banque Populaire Régionale de Rabat-Kénitra (BPR-RK). Sur la base de cet échantillon, nous collectons les informations comptables et financières à partir des états financiers diffusés par BPR-RK sur une période de quatre ans allant de 2007 à 2010.

Les statistiques descriptives de l'output et des inputs sont données dans le tableau suivant :

Tableau 3: Statistiques descriptives des variables output et inputs des agences bancaires

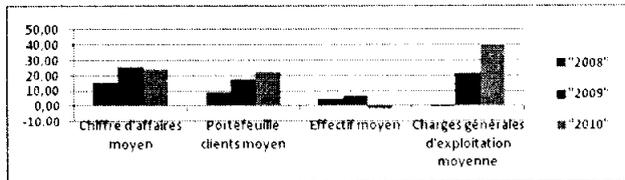
		Output	Inputs de la fonction de production			Variables explicatives de l'efficience			
		Chiffre d'affaires	Portefeuille clients	Effectif	Charges générales d'exploitation	Part portefeuille entreprises	Age de l'agence	Coefficient d'emploi	Rémunération par agent
2007	Minimum	559578,69	734,00	2,00	192203,41	0,01	1,28	0,06	74777,78
	Moyenne	9136974,64	4811,49	5,87	724662,43	0,09	15,80	0,49	146797,87
	Maximum	47832227,60	17421,00	16,00	2261820,19	0,71	76,55	1,25	410800,00
2008	Minimum	988865,65	1030,00	3,00	229888,47	0,01	2,28	0,14	74166,67
	Moyenne	10575653,91	5228,69	6,15	720146,68	0,08	16,80	0,60	130046,30
	Maximum	53986011,24	17645,00	13,00	2095697,00	0,70	77,55	1,62	207400,00
2009	Minimum	1188419,72	1560,00	3,00	258620,58	0,01	3,28	0,16	69429,77
	Moyenne	11464845,15	5656,23	6,27	878723,34	0,08	17,80	0,64	134042,85
	Maximum	57146097,34	17538,00	15,00	2577715,70	0,70	78,55	2,12	319125,95
2010	Minimum	1493802,84	1774,00	3,00	395960,39	0,01	4,28	0,17	77976,73
	Moyenne	11332855,30	5872,10	5,76	1015791,17	0,07	18,80	0,63	149421,83
	Maximum	48282608,53	16838,00	13,00	2814729,52	0,68	79,55	1,84	239074,57

Nous donnons dans le tableau et la figure suivants les taux de variation en % de la production moyenne (output) et des inputs moyens des agences bancaires pendant les périodes 2008-2010 par rapport à l'année 2007.

Tableau 4 : taux de variation en % de l'output et des inputs moyens par rapport à 2007

	Chiffre d'affaires moyen	Portefeuille clients moyen	Effectif moyen	Charges générales d'exploitation moyenne
2008	15,75	8,67	4,80	-0,62
2009	25,48	17,56	6,77	21,26
2010	24,03	22,04	-1,97	40,17

Figure 1 : taux de variation en % de l'output et des inputs moyens par rapport à 2007



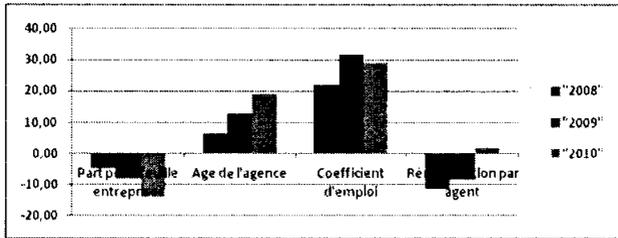
La lecture du tableau et de la figure précédents nous permet de constater une évolution positive pour les paramètres de la fonction de production des agences bancaires par rapport à 2007 sauf l'effectif moyen en 2010 qui a enregistré une baisse. Ce sont les charges générales d'exploitation qui ont enregistré la plus forte augmentation (40%) en passant de 724MDH en 2007 à 1.015MDH en 2010. Cette augmentation dépasse largement celle du Produit Brut d'Exploitation des agences bancaires dont l'évolution ne dépasse pas les 26% par rapport à l'exercice 2007.

Nous donnons dans le tableau et la figure suivants les taux de variation en % des valeurs moyennes des variables explicatives de l'inefficience des agences bancaires pendant les périodes 2008-2010 par rapport à l'année 2007.

Tableau 5 : Taux de variation en % des variables moyennes explicatives de l'inefficience par rapport à 2007

	Part portefeuille entreprises	Age de l'agence	Coefficient d'emploi	Rémunération par agent
2008	-4,84	6,35	22,17	-11,41
2009	-8,24	12,67	31,64	-8,69
2010	-14,11	19,00	28,92	1,79

Figure 2: Taux de variation en % des variables moyennes explicatives de l'inefficience par rapport à 2007



La lecture du tableau et de la figure précédents nous permet de faire plusieurs constats : la part du Portefeuille Entreprises par agence a été marquée par une baisse de plus en plus importante sur la période 2008-2010 par rapport à 2007. Ce constat peut être expliqué par le fait que le recrutement de la clientèle Entreprises reste plus difficile que celui de la clientèle des Particuliers. Le Coefficient d'Emploi par agence accuse une hausse importante sur la période 2008-2010 par rapport à 2007. Cette hausse atteint son niveau le plus élevé en 2009 (32% par rapport à l'exercice 2007). De son côté, malgré la baisse enregistrée en 2008, la rémunération par agent a enregistré une évolution positive en passant de 130MDH en 2008 à 149MDH en 2010 par rapport à 2007.

Résultats de l'étude empirique

Les estimations des paramètres de la fonction de production de la frontière stochastique et de l'inefficience sont résumées dans le tableau suivant.

Tableau 6: Résultats des paramètres estimés

Paramètres de la fonction de production	Valeurs	Ecart type	t-student
δ_0	2,6241	0,9573	2,7412
δ_1	0,3356	0,0631	5,3160
δ_2	0,7284	0,0872	8,3493
δ_3	0,6911	0,0988	6,9982
Paramètres d'efficience	Valeurs	Ecart type	t-student
ε_1	1,0915	0,1472	7,4152
ε_2	1,4336	0,2974	4,8202
ε_3	-0,0166	0,0035	-4,7223
ε_4	-0,2492	0,0672	-3,7073
ε_5	0,0000	0,0000	-4,2624
$\sigma^2 = (\sigma_1^2 + \sigma_2^2)$	0,1006	0,0097	10,3774
$\gamma = \sigma_1^2 \cdot \sigma_2^2$	0,1356	0,0608	2,2291
Log de la fonction de vraisemblance = -78,9507			
LR test = 60,8872			

Le nombre de contraintes est égal à 6, correspondant aux nombre de contraintes de l'hypothèse nulle $H_0: \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$.

Interprétation des résultats des estimations :

Le premier résultat important à interpréter est le rapport de vraisemblance (Likelihood ratio) qui est égal à $LR = 60.8872$. La valeur critique de la loi du khi-deux à 6 degrés de liberté (correspondant au nombre de contraintes) au seuil de 1% est égale à $\chi^2_{0.01} = 16.8119$. On déduit que $LR > \chi^2_{0.01}$, c'est à dire la frontière de production est stochastique ($\gamma \neq 0$) et les effets d'inefficience technique sont présents ($\delta_k \neq 0, 1 \leq k \leq 4$).

La fonction de production traditionnelle des MCO, sans effets d'inefficience technique, n'est donc pas la bonne représentation des données utilisées dans ce travail. L'hypothèse qui suppose que les effets d'inefficience technique ne sont pas stochastiques et que les effets d'inefficience technique ne sont pas présents est rejetée.

D'après le tableau des résultats on déduit les formules suivantes:

$$\ln(PBE) = 2.6241 + 0.3356 \cdot \ln(KT) + 0.7284 \cdot \ln(KP) + 0.6911 \cdot \ln(KC) + v_{it} - u_{it}$$

$$u_{it} = 1.0915 + 1.4336 \cdot PE_{it} - 0.0166 \cdot AA_{it} - 0.2492 \cdot CE_{it} + 0.0000 \cdot RA_{it} + w_{it}$$

$$m_{it} = E(u_{it}) = 1.0915 + 1.4336 \cdot PE_{it} - 0.0166 \cdot AA_{it} - 0.2492 \cdot CE_{it} + 0.0000 \cdot RA_{it}$$

La deuxième interprétation que l'on peut faire est que les valeurs du t-Student des estimations de tous les paramètres sont en valeur absolue supérieures à 2. On déduit donc que les paramètres de la fonction de production (les β_k) et les paramètres de l'inefficience (les δ_k) sont tous significativement différents de zéro.

Tous les coefficients de la fonction de production représentent des élasticités. En effet en dérivant la fonction $\ln(PBE)$ par rapport à KT , KP ou à KC , on obtient les élasticités partielles suivantes :

$$\left(\frac{\partial PBE}{\partial PBE}\right) / \left(\frac{\partial KT}{KT}\right) = 0.3356, \quad \left(\frac{\partial PBE}{\partial PBE}\right) / \left(\frac{\partial KP}{KP}\right) = 0.7284, \quad \left(\frac{\partial PBE}{\partial PBE}\right) / \left(\frac{\partial KC}{KC}\right) = 0.6911$$

On peut déduire que :

- Si le capital travail (KT) mesuré par l'effectif augmente de 10% alors le chiffre d'affaires (PBE) mesuré par le produit brut d'exploitation augmente de 3,34%.
- Si le capital physique (KP) mesuré par les charges générales d'exploitation augmente de 10% alors le chiffre d'affaires (PBE) augmente de 7,28%.
- Si le capital client (KC) mesuré par le nombre de clients augmente de 10% alors le chiffre d'affaires (PBE) augmente de 6,91%.

Les résultats indiquent aussi que les variables spécifiques aux agences incluses dans le modèle d'inefficience technique sont statistiquement significatives et expliquent ensemble l'inefficience technique dans la production. Cependant on remarque que le coefficient correspondant à la rémunération par agent est pratiquement nul, impliquant qu'elle n'a pas d'effet sur l'inefficience.

Analyse de l'efficience des agences bancaire sur la période 2007-2010

Dans les 4 tableaux et les quatre figures suivants nous présentons l'évolution des scores d'efficience de chaque agence entre 2007 et 2010.

Tableau 7: Scores d'efficience des agences numérotées de 1 à 20

Agence	N°	2007	2008	2009	2010
A.BENABALLAH	1	0,98	0,98	0,98	0,99
MLY ISMAIL	2	0,98	0,97	0,93	0,96
ARTISANAT	3	0,63	0,42	0,63	0,57
16 NOVEMBRE	4	0,88	0,80	0,88	0,85
T. HASSAN	5	0,92	0,86	0,92	0,97
SAKNIA	6	0,99	0,88	0,89	0,95
IBNOU ROCHD	7	0,72	0,65	0,91	0,81
AKKARI	8	0,95	0,97	0,97	0,97
DIOUR JEMAA	9	0,95	0,96	0,95	0,96
MOHAMED V	10	0,95	0,95	0,97	0,97
Y.EL MANSOUR	11	0,97	0,94	0,96	0,97
BAB JDID	12	0,80	0,82	0,74	0,81
OCEAN	13	0,89	0,94	0,92	0,92
HAY RYAD	14	0,70	0,90	0,94	0,98
AGDAL	15	0,89	0,83	0,68	0,93
KHEMISSET	16	0,94	0,92	0,96	0,96
KHEMISSET ENT	17	0,64	0,48	0,48	0,58
ESSAADA	18	0,59	0,69	0,57	0,72
BIR ANZARANE	19	0,67	0,76	0,62	0,77
ROMMANI	20	0,79	0,80	0,74	0,85

Figure 3: Evolution des Scores d'efficience des agences numérotées de 1 à 20

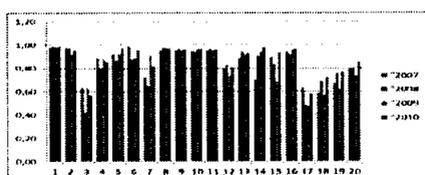


Tableau 8 : Scores d'efficience des agences numérotées de 21 à 40

Agence	N°	2007	2008	2009	2010
TARIK IBN ZYAD	21	0,93	0,89	0,84	0,84
AL WAHDA	22	0,80	0,94	0,80	0,92
TEMARA	23	0,90	0,94	0,93	0,95
AL KAHIRA	24	0,71	0,65	0,67	0,90
AL AMAL	25	0,67	0,74	0,81	0,90
AL MASSIRA	26	0,87	0,79	0,81	0,92
SKHIRATE	27	0,77	0,81	0,89	0,94

MLY.A.CHRIF	28	0,63	0,74	0,73	0,77
GUICH OUDAYA	29	0,63	0,65	0,61	0,79
AIN AOUDA	30	0,56	0,67	0,63	0,70
MAGHRIB AL ARABI	31	0,57	0,56	0,59	0,70
SALE	32	0,96	0,84	0,90	0,88
KARIMA	33	0,61	0,65	0,62	0,90
TABRIQUET	34	0,90	0,96	0,95	0,94
BETTANA	35	0,89	0,92	0,91	0,96
KARIA	36	0,64	0,66	0,68	0,89
IZDIHAR	37	0,74	0,78	0,68	0,79
IBNOU AL HAYTAM	38	0,69	0,79	0,62	0,61
SIDI MOUSSA	39	0,66	0,86	0,93	0,92
NAHDA	40	0,79	0,72	0,69	0,73

Figure 4: Evolution des Scores d'efficience des agences numérotées de 21 à 40

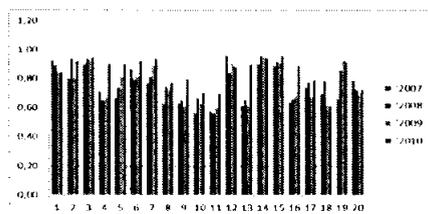


Tableau 9: Scores d'efficience des agences numérotées de 41 à 60

Agence	N°	2007	2008	2009	2010
ABI- RAQRAQ	41	0,83	0,73	0,85	0,90
SALAM	42	0,75	0,75	0,70	0,71
OQBA	43	0,63	0,80	0,77	0,73
MABELLA	44	0,61	0,64	0,67	0,61
PATRICE LUMUMBA	45	0,87	0,89	0,87	0,92
HOUMMANE FETOUAKI	46	0,58	0,66	0,97	0,68
CHELLAH	47	0,93	0,90	0,87	0,91
ANNASR	48	0,71	0,83	0,87	0,95
HAY EL FETH	49	0,65	0,80	0,70	0,59
AL AYOUBI	50	0,63	0,66	0,68	0,65
DAR HAMRA	51	0,63	0,74	0,65	0,57
AL IRFANE	52	0,50	0,57	0,60	0,57
NOUR	53	0,50	0,53	0,56	0,66
AL KIFAH	54	0,54	0,55	0,64	0,74
ARBAA GHARB	55	0,92	0,91	0,94	0,95
OUAZZANE	56	0,76	0,89	0,85	0,93
BAB FES	57	0,97	0,96	0,94	0,92
MAAMORA	58	0,95	0,96	0,93	0,96
SEBOU	59	0,94	0,94	0,94	0,95
KHABBAZATE	60	0,96	0,94	0,96	0,97

Figure 5 : Evolution des Scores d'efficience des agences numérotées de 41 à 60

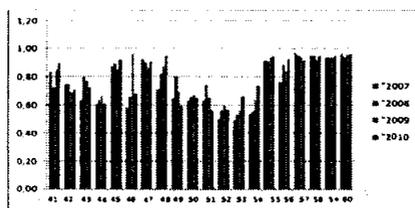
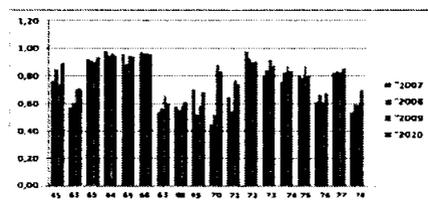


Tableau 10 : Scores d'efficience des agences numérotées de 61 à 78

Agence	N°	2007	2008	2009	2010
HADADA	61	0,77	0,85	0,74	0,89
MANAL	62	0,58	0,60	0,71	0,71
TIFLET	63	0,92	0,91	0,90	0,93
AG. AL BOUSTANE	64	0,98	0,95	0,96	0,95
IBN KHATTAB	65	0,96	0,88	0,95	0,94
OUM EL KHEIR	66	0,97	0,96	0,96	0,96
SID ALLAL TAZI	67	0,54	0,56	0,66	0,60
KAMOUNI	68	0,58	0,56	0,59	0,61
DAR DMANA	69	0,70	0,52	0,58	0,68
CHARRADA	70	0,45	0,52	0,88	0,83
HASSAN EL OUAZZANI	71	0,65	0,54	0,78	0,74
SIDI SLIMANE	72	0,98	0,93	0,90	0,90
SIDI KACEM	73	0,80	0,84	0,92	0,87
SIDI YAHIA	74	0,76	0,82	0,87	0,83
JORF EL MELHA	75	0,81	0,79	0,88	0,79
KHENECHETE	76	0,61	0,67	0,61	0,68
M.BEL KSIRI	77	0,83	0,83	0,83	0,85
BENI HSEN	78	0,53	0,59	0,59	0,70

Figure 6 : Evolution des Scores d'efficience des agences numérotées de 61 à 78



Le tableau suivant donne les scores d'efficience minimums, moyens et maximums dans la période 2007-2010.

Tableau 11 : Evolution des scores d'efficacités minimums, moyens et maximums 2007-2010

	Evolution Scores d'efficacités minimums, moyens et maximums			
	2007	2008	2009	2010
Minimum	0,45	0,42	0,48	0,57
Moyenne	0,77	0,78	0,80	0,83
Maximum	0,99	0,98	0,98	0,99

Nous remarquons que les scores moyens d'efficacités n'ont progressé que très légèrement d'une année à une autre : 1% de 2007 à 2008, 2% de 2008 à 2009 et 3% de 2009 à 2010. Les scores d'efficacités maximums sont restés presque stables.

V. Conclusion

Empiriquement, l'analyse de l'efficacités des agences de la BPR-RK sur la période 2007-2010 par l'approche SFA (stochastic Frontier Analysis) a été très concluante. L'adoption de cette approche nous a permis de faire une analyse détaillée pour les agences de notre échantillon en étudiant l'évolution temporelle des niveaux d'efficacités individuels et moyens et en menant un benchmarking rigoureux entre agences, tout en spécifiant les facteurs explicatifs de l'efficacités. Notre étude a révélé que la frontière de production est stochastique et que les effets des variables explicatives de l'inefficacités sont statistiquement significatifs sauf l'effet de la rémunération par agent qui est pratiquement nul.

Bibliographie

Ouvrages

Kaplan R. and Johnson T. (1987), «Relevance Lost: The rise and fall of management accounting», Harvard Business School Press, Boston.

Little J.D.C., (1979), «Models and managers: the concept of a decision calculus», *Management Science*, vol. 16 (5), April, B-466 – B-485.

Subal C. Kumbhakar, Knox Lovell C. A., "Stochastic frontier analysis", Cambridge university press,

Articles

Aigner, D, Lovell, K, and Schmidt, P., (1977), «Formulation and estimation of stochastic Frontier production Function models», *Journal of Econometrics*, 6, pp 21-37.

Battese G.E. and Coelli, T.J. (1988), «Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data», *Journal of Econometrics*.

Battese G.E. and Coelli, T.J. (1993), «Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India». *Journal of Productivity Analysis* 3, pp: 153–169.

Battese G.E. and Coelli, T.J. (1995), «A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function». *Empirical Economics* 20, pp: 325–332.

BOUJELBENE Younes et ZAGHLA Abdessalem, «Les facteurs explicatifs d'efficience-X dans es Banques tunisiennes : Une approche de frontière stochastique», *Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax*, 2007.

Farrell M.J. «The measurement of productive efficiency», *Journal of the Royal Statistical Society Series, A General*, Vol. 120, N° 3, (1957). pp: 253-290.

Jondrow, J., Lovell, K., Materov, I. and P. Schmidt, (1982), «The Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model», *Journal of Econometrics*, 19, pp. 233-238.

Koopmans, T.C., (1951). «An analysis of production as an efficient combination of activities», in T.C Koopmans, (Ed) *Activity analysis of production and allocation*, Cowles Commission for Research in Economics, Monograph n°13, Wiley, New York, pp 33-97.

Meeusen W., Broeck Van Den (1977), «Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Errors», *International Economic Review*, vol. 18, pp. 435-444.

Pitt, M., and L. Lee, (1981), «The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry». *Journal of Development Economics*, 9, pp. 43-64.

Schmidt, P., and R. Sickles, (1984), «Production Frontiers and Panel Data», *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, pp. 367-374.

Modèle dynamique stochastique d'équilibre général avec frictions financières : Cas du Maroc

Modèle macroéconomique pour la stabilité financière

M. Firano Zakaria³⁰⁰

*Faculté des Sciences Juridiques Economiques et
Sociales de Rabat-Agdal Université Mohamed V, Agdal
e-mail: firanou@yahoo.fr*

Résumé

Dans ce papier, un modèle macroéconomique d'équilibre général avec frictions financières a été estimé dans une perspective d'évaluer les interactions entre le système bancaire marocain et les évolutions du cadre macroéconomique. En effet, deux banques commerciales hétérogènes ont été introduites dans un objectif de mettre en évidence les frictions et les chocs financiers qui affectent les évolutions de la conjoncture macroéconomique. Les résultats obtenus ont permis de confirmer que ce modèle reproduit, dans une certaine mesure, les différentes caractéristiques fondamentales du système économique marocain. Par ailleurs, quelques chocs ont été envisagés afin de mesurer leurs impacts sur l'équilibre du système. Les résultats ont été probants et l'introduction du système bancaire dans ce modèle s'est avérée convaincante.

Abstract

In this paper a macroeconomic model of a general equilibrium with financial frictions was estimated with a view to evaluate the interactions between the Moroccan banking system and the evolutions of the macroeconomic framework. Indeed, two heterogeneous commercial banks were introduced into an objective to highlight the financial frictions and shocks which affect the evolutions of the macroeconomic conditions. The results so obtained made it possible to confirm that this model reproduced, to a certain extent, the various fundamental characteristics of the Moroccan economic system. In addition, some shocks were planned in order to measure their impacts on the equilibrium of the system. The results were, moreover, convincing and the introduction of the banking system into this model proved to be convincing.

Mots clés: *Macroéconomie, frictions financières, système bancaire, stabilité financière*

JEL classification : E44, G21

³⁰⁰ Je remercie ABOUCHE MOHAMMED et SAAD BENBACHIR professeurs à la faculté des sciences juridiques, économiques et sociales de Rabat-Agdal pour leurs recommandations, remarques et orientations instructives.

1. INTRODUCTION

La littérature économique et empirique traitant des modèles macroéconomiques à fondement microéconomique a négligé, pendant un certain temps, l'existence de frictions dans l'activité de financement et d'intermédiation financière. Dans les modèles classiques de politique monétaire, l'intermédiation financière a été souvent assurée par le biais de la banque centrale ou à travers les émissions des obligations d'entreprises dont la détention revient aux ménages. D'ailleurs, la plupart de ces modèles ne prennent pas en considération le système bancaire, et lorsqu'il est pris en compte, ces modèles omettent l'existence d'un marché interbancaire et des imperfections informationnelles issues du marché du crédit.

Plusieurs hypothèses ont été adoptées lors de la mise en place de ces modèles, à savoir ; la rationalité parfaite des agents, l'efficacité des différents marchés et la neutralité de la finance par rapport à l'économie. Ces hypothèses ont créé une grande brèche entre les résultats des différents modèles théoriques et la réalité économique et financière.

Ce n'est qu'après l'avènement de la crise financière internationale de 2008, qui a confirmé l'interconnexion entre la sphère financière et la persistance du cycle économique, que les travaux empiriques et théoriques ont commencé à s'interroger sur l'utilité d'intégrer activement l'intermédiation financière dans les modèles dynamiques et stochastiques d'équilibre général (D.S.G.E). De même, les coûts qui ont été assumés par les différents agents (ménages et firmes), ont accéléré le processus de réalisation de ce type de modèles tout en intégrant des frictions et des chocs financiers générés par l'existence d'un système d'intermédiation financière. De surcroît, la prise en compte de la fonction de stabilité financière par les banques centrales a suscité l'intérêt d'intégrer dans le dispositif analytique des modèles macroéconomiques avec système bancaire permettant de renforcer la régulation macro prudentielle et de fournir des modèles capables de produire des inputs pour les différents exercices de stress test.

Plusieurs travaux récents se sont concentrés d'ores et déjà sur la problématique d'intégration du système financier dans les modèles macroéconomiques. L'objectif étant de donner un poids aux différentes frictions et chocs financiers pouvant mettre en péril l'économie réelle. L'introduction du système financier, et en particulier le système bancaire, permettra de décrire à la fois les comportements cycliques de l'économie et d'avancer des explications microéconomiques aux évolutions de quelques grandeurs financières ignorées jusqu'à présent. En effet, la prise en compte du système bancaire va permettre de comprendre les interactions entre les dépôts, les crédits, les profits des banques, les effets de contagion et les impacts des évolutions des taux de défauts et d'autres variables financières sur les équilibres macroéconomiques et monétaires. Ceci va permettre, entre autre, de mettre en évidence la situation du système bancaire en terme de stabilité financière. A cet effet, la mise en place d'un modèle macroéconomique intégrant le système financier va contribuer à mesurer les effets des chocs exogènes et endogènes pouvant contraindre l'activité d'allocation optimale des ressources du système financier, ainsi que sa capacité à maintenir sa résilience face à des situations extrêmes.

L'introduction des modèles macroéconomiques avec frictions financières ne remet pas en cause l'utilité des autres outils destinés à évaluer la stabilité financière (FSI³⁰¹, les modèles de macro stress

³⁰¹ *Financials soundness indicators (IMF (2006))*

test et les systèmes d'alerte précoce). Toutefois, l'existence de grands modèles intégrant le système financier, permet de répondre aux objectifs globaux d'un modèle de stabilité financière. Bien que les modèles réduits (données de panel, séries temporelles, modèles structurels) permettent de quantifier les réponses du système financier à des chocs affectant quelques facteurs de vulnérabilité (risque de crédit, de liquidité et autres), ils demeurent moins efficaces pour analyser des questions d'ordre plus général. L'introduction d'un dispositif d'évaluation, à l'aide d'un modèle macroéconomique incorporant le système financier, va permettre d'avoir une vision plus globale en introduisant la plupart des chocs susceptibles d'affecter le système financier et en plus de quantifier leur impact sur l'économie réelle. Les travaux pionniers des théoriciens anglais ont permis de confirmer que les modèles DSGE sont les mieux adaptés pour répondre efficacement à ce type d'exigence (voir Goodhart et al. (2006)).

L'exercice de modélisation macroéconomique intégrant le système bancaire est très récent. Les travaux portant sur la question demeurent limités et répondent à des objectifs parfois hétérogènes. Le modèle BGG de Bernanke et al. (1999) a permis d'inclure le comportement pro cyclique des crédits via des frictions liées à l'existence d'un accélérateur financier. Ce modèle continue à démontrer son succès, en reproduisant les évolutions du cycle économique. Toutefois, il reste imparfait dans le sens où il ne considère qu'une seule fonction au système bancaire, celle de l'octroi du crédit. Des aspects comme le défaut et l'existence du marché interbancaire ont été malheureusement négligés. Agustin et al. (2010) se sont basés sur les travaux de Goodhart et al (2006) pour élaborer un modèle DSGE pour la Colombie. Leurs travaux ont permis d'obtenir un modèle à qualité prévisionnelle acceptable à court terme. Leur modèle prévoit l'existence de trois banques sur le marché interbancaire, des ménages, des entreprises et aussi la banque centrale comme un agent de régulation monétaire et de supervision bancaire. Dib (2010) a réussi à mettre en place un modèle DSGE sur la base du modèle BGG qui inclut à la fois, l'accélérateur financier et les frictions financières sur le marché interbancaire, à travers l'existence d'une asymétrie informationnelle entre les emprunteurs et les prêteurs. Le travail de Walque et al. (2010) pour la banque de Luxembourg a permis de produire un DSGE avec deux banques commerciales et une autorité de supervision bancaire distincte de la banque centrale. Leur travail a inclus, en plus, les spécificités de Bale II et a permis d'avoir des réponses en terme d'exigence en fonds propres et en terme d'injection de liquidité en cas de crise financière. Goodhart et al. (2010) ont pu élaborer un modèle DSGE composé de deux banques et quelques frictions financières à savoir, les taux de défaut et les injections monétaires. D'autres travaux, traitant de la question ont donné des résultats satisfaisant permettant de confirmer l'utilité d'avoir un secteur bancaire dans des modèles macroéconomiques, on cite à titre d'exemples les travaux de Goodfriend et al. (2007), Gertler et al.(2009) et Christiano et al. (2009).

Les modèles DSGE incorporant le système bancaire, mis en production durant ces deux dernières années, ont essayé de confirmer leur pertinence en terme d'analyse économique et financière. Les résultats obtenus demeurent contrastés, mais le fait d'intégrer le système financier a donné plus de rigueur à la dynamique économique. En outre, des facteurs tels que les taux de défaut, les fonds propres réglementaires et les ratios de solvabilité peuvent désormais être manipulés et faire l'objet de plusieurs tests de résistance macroéconomique.

Dans ce papier, on va essayer d'élaborer un modèle dynamique stochastique d'équilibre général (DSGE) adapté à l'économie marocaine intégrant le système bancaire. Ce travail est inspiré essentiellement des travaux de Goodhart et al. (2006 et 2010). Le modèle qu'on propose a pour objectif de mesurer la stabilité financière du système bancaire marocain à travers son intégration dans un modèle macroéconomique. Deux types de banques représentatives hétérogènes ont été en

effet introduites, avec la possibilité de traiter sur un marché interbancaire. De plus, on envisage d'inclure les frictions liées au marché du crédit à travers l'existence de différents taux de défaut.

2. MODELE

Afin d'évaluer les interactions entre l'économie réelle et le système bancaire marocain, un modèle dynamique stochastique d'équilibre général intégrant le système bancaire est élaboré. Ce modèle englobe cinq acteurs, à savoir : les ménages, les firmes de production, la banque centrale et deux banques commerciales hétérogènes. La première banque a pour mission la collecte des dépôts auprès des ménages et la seconde est destinée à satisfaire les besoins de liquidité des entreprises et ce à travers l'octroi des crédits et le financement des besoins en fonds de roulement.

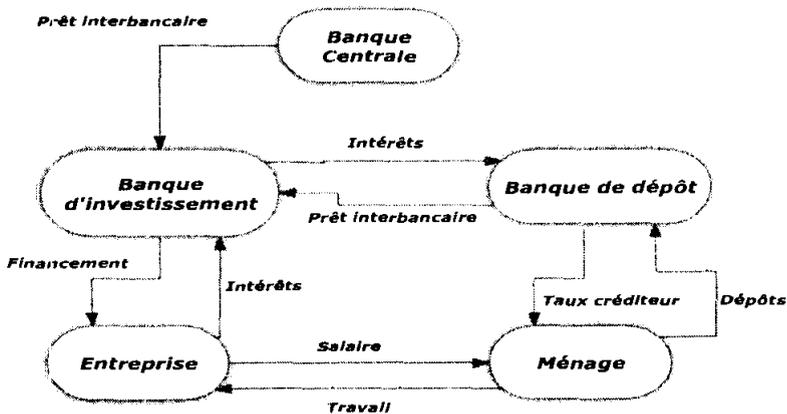


Figure 1: Flux financiers entre les agents économiques

Le ménage représentatif est considéré comme étant le propriétaire des deux banques et son épargne lui génère un taux de rentabilité qui lui permet d'accroître sa consommation future. Sa deuxième source de revenu est le salaire issu de son activité au sein du système productif. Le secteur des entreprises est jugé être de structure monopolistique à production manufacturière. Les outputs de la firme représentative du système productif sont destinés à satisfaire ses besoins ainsi que ceux des ménages. Pour arriver à ces fins de production, la firme utilise des capitaux émanant de la banque commerciale (d'investissement) en contrepartie d'un taux de rémunération des crédits.

La relation entre les deux banques du système est concrétisée à travers l'existence d'un marché interbancaire. La banque notée δ utilise les fonds des déposants (ménages) pour octroyer des crédits à la banque notée γ qui assure l'intermédiation avec le secteur productif. La banque γ reçoit aussi des crédits de la banque centrale et accorde des prêts au secteur productif. Le profit des deux banques est respectivement, pour la banque δ , la différence entre la rémunération de la banque γ et l'intérêt sur les dépôts et pour la banque γ c'est la différence entre les intérêts sur le secteur producteur et les intérêts perçus par la banque δ et la banque centrale. La concurrence entre les deux banques a été négligée, ce qui laisse prévaloir une structure monopolistique dans le marché de l'offre et de la

demande. Le marché interbancaire est considéré complet dans le sens où les opérations entre les deux banques se font en continue et sans rupture.

La banque centrale intervient dans cette structure de l'économie par le biais de sa capacité à injecter de la monnaie dans le marché monétaire. Il a été admis dans le modèle que la banque centrale intervient à travers les opérations d'open market. Dans ce contexte, elle peut augmenter ses interventions lors de l'émergence d'un besoin massif de liquidité et afin de combler les demandes supplémentaires au sein du marché monétaire. Dans cette perspective, le modèle néglige l'existence d'une règle de Taylor et la banque centrale ne fait prévaloir que son rôle de fournisseur de liquidité.

Les cinq agents économiques du modèle sont considérés comme étant des agents rationnels, capables de maximiser leur utilité espérée inter temporelle à la date $t = 0$ en tenant compte de l'ensemble des contraintes objectives en présence. On s'intéressera à l'ensemble des temps discrets $T = \{0, \dots, t-1, t, t+1, \dots\}$. Dans ce paragraphe, on présente brièvement les différents problèmes d'optimisation afin d'aboutir aux conditions d'équilibre qui permettront d'obtenir l'équilibre optimal du modèle. Dans les annexes figurent les conditions de premier ordre ainsi obtenues et les différentes étapes d'optimisation.

2.1. Ménage représentatif (m)

Dans l'exercice de modélisation, nous avons choisi de représenter l'ensemble des ménages par un ménage représentatif m qui maximise son utilité espérée inter temporelle à la date $t = 0$:

$$\max_{bm_t, Lm_t, dm_t, \forall t \in T} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(U \left(\frac{bm_t}{p_t} \right) + \lambda U(Nm - Lm_t) \right) \right\} \quad (1)$$

sous la contrainte:

$$bm_t + dm_t = mm_t + \omega_t Lm_t + Rm_t \cdot dm_{t-1}(1 + r\delta_{t-1}) + prd_t + prc_t, \quad \forall t \in T \quad (2)$$

(i.e. dépenses en biens + dépôts = dotation monétaire pour m + revenu du travail + remboursement reçu sur les dépôts + profits sur les deux banques)

avec:

m_t : Dotation monétaire pour le ménage représentatif m à la date t

bm_t : Montant d'argent alloué par m pour l'achat des biens de consommation à la date t

dm_t : Dépôts de m dans la banque de dépôts δ à la date t

p_t : Prix des biens de consommation à la date t

Nm : Temps disponible de m

Lm_t : Temps consacré par m au travail à la période t

ω_t : Taux de salaire par unité de temps travaillée à la période t

Rm_t : Taux de remboursement espéré de la banque de dépôts δ à m dans la période $(t - 1)$

$r\delta_t$: Taux de rémunération des dépôts de m à la banque de dépôts δ à la période t

$pr\delta_t$: Profit de la banque de dépôts δ à la période t

prc_t : Profit de la banque commerciale γ à la période t

β : Facteur d'actualisation

λ : Paramètre de préférence relative au loisir

Le revenu du ménage représentatif est constitué du salaire, des intérêts perçus sur les dépôts, les dividendes obtenus auprès des deux banques et la monnaie à sa disposition. Ces différents revenus sont soit consommés, soit épargnés chez la banque des dépôts.

2.2. Secteur productif représenté par la firme (f)

Nous représenterons l'ensemble des entreprises de production manufacturière par une firme représentative notée f qui maximise son utilité espérée intertemporelle à la date $t = 0$:

$$\max_{\{f_t, qf_t, cf_t, af_t, \forall t \in T\}} E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{U(Yf_t - qf_t)\} \right] \quad (3)$$

sous les contraintes:

$$af_t \cdot cf_{t-1} = mf_t + p_{t-1} \cdot qf_{t-1}, \quad \forall t \in T \quad (4)$$

(i.e. Remboursement des crédits de f = Dotation monétaire pour f - Revenus des ventes de f de la période précédente)

$$lf_t = \frac{cf_t}{1 - rf_t} - \Delta f_t (1 - af_t) cf_{t-1}, \quad \forall t \in T \quad (5)$$

(i.e. Dépenses de f consacrées aux salaires = Crédits de f - Coût sur les crédits de la période précédente)

La fonction de production est supposée vérifiée ;

$$Yf_t = A_t \left(\frac{lf_t}{\omega_t} \right)^\alpha, \quad \forall t \in T \quad (6)$$

avec:

Yf_t : Production de biens de consommation par la firme représentative f à la période t

qf_t : Quantité de bien offerte à la vente par f à la période t

cf_t : Dette de f à la période t

a_{f_t} : Taux d'amortissement de la dette de f auprès de la banque commerciale γ à la période t

r_{f_t} : Taux d'intérêt des crédits accordés par la banque commerciale γ à f à la période

l_{f_t} : Montant d'argent alloué par f au travail à la date t

A_t : Facteur technologique à la période t

ω_t : Taux de salaire par unité de temps travaillée à la période t

m_{f_t} : Dotation monétaire pour f à la période t

Δf_t : Pénalité de défaut def sur sa dette à la période t

α : Paramètre de rendement d'échelle

La firme représentative f maximise son profit inter temporel espéré sous deux types de contraintes. La première est relative aux obligations de remboursement des dettes bancaires et la seconde relative aux rémunérations des différents intrants qui contribuent à la formation de la valeur ajoutée.

Les modifications des conditions d'équilibre sont supposées intervenir suite à une fluctuation dans le facteur technologique de la firme. Pour simuler les chocs sur le facteur technologique de la firme, on supposera que ce le facteur A_t suit un processus autorégressif d'ordre 1 :

$$\ln(A_t) = \rho_A \ln(\bar{A}) + (1 - \rho_A) \ln(A_{t-1}) + \varepsilon_{A,t} \quad (7)$$

où \bar{A} est la valeur de A_t à l'équilibre et $(\varepsilon_{A,t})$ est un bruit blanc gaussien, i.e :

$$\varepsilon_{A,t} \sim N(0, \sigma_A^2) \quad (8)$$

Un autre type de choc peut surgir mettant en péril l'activité de la firme, c'est celui relatif au risque de crédit lorsque la firme est confrontée à des problèmes de solvabilité envers la banque d'investissement γ . Pour modéliser ce choc, on suppose que la pénalité de défaut Δf_t suit un processus autorégressif d'ordre 1 :

$$\ln(\Delta f_t) = \rho_f \ln(\bar{\Delta f}) + (1 - \rho_f) \ln(\Delta f_{t-1}) + \varepsilon_{f,t} \quad (9)$$

où $\bar{\Delta f}$ est la valeur de Δf_t à l'équilibre et $(\varepsilon_{f,t})$ est un bruit blanc gaussien, i.e :

$$\varepsilon_{f,t} \sim N(0, \sigma_f^2) \quad (10)$$

2.3. Banque de dépôts (δ)

Le premier type de banque envisagé dans ce modèle est une banque de dépôts, dont le cœur du métier est la collecte de l'épargne auprès des ménages. Cependant, et dans l'objectif de fructifier ces fonds elle s'associe, au sein du marché interbancaire, avec la seconde banque afin de financer l'investissement et contribuer à la croissance économique. Dans cette perspective, elle maximise l'utilité espérée inter temporelle à la date $t = 0$ suivante :

$$\max_{c\delta_t, d\delta_t, c\delta_t, \forall t \in T} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \cdot U(\text{pr}d_t) \right\} \quad (11)$$

Sous la contrainte:

$$d\delta_t = m\delta_t + \frac{c\delta_t}{1+r\delta_t} - \Delta\delta_t(1 - \alpha\delta_t) c\delta_{t-1} \quad \forall t \in T \quad (12)$$

(i.e. Prêt interbancaire de la banque de dépôt δ envers la banque γ = dotation monétaire de δ + Dépôt des ménages dans la banque δ - coût sur le crédit de δ envers les ménages)

avec le profit défini par :

$$\text{pr}d_t = R\delta_t(1 + r\gamma_{t-1}) d\delta_{t-1} - \alpha\delta_t \cdot c\delta_{t-1} \quad \forall t \in T \quad (13)$$

Les variables et les paramètres sont définis par :

$m\delta_t$: Dotation monétaire de la banque de dépôt δ au début de la période t

$c\delta_t$: Dette de la banque de dépôt δ auprès du ménage représentatif m

$R\delta_t$: Taux de remboursement espéré de la banque d'investissement γ à la banque de dépôts δ dans la période $(t - 1)$

$r\delta_t$: Taux d'intérêt interbancaire dans la période t

$d\delta_t$: Dépôts de la banque de dépôts δ dans la banque d'investissement γ à la période t

$r\delta_t$: Taux de rémunération des dépôts de m à la banque de dépôts δ à la période t

$\alpha\delta_t$: Taux d'amortissement de la dette de la banque de dépôts δ auprès du ménage représentatif m à l'instant t ,

$\Delta\delta_t$: Pénalité de défaut de la banque de dépôts δ sur sa dette auprès du ménage représentatif m à la période t

$\text{pr}d_t$: Profit de la banque de dépôts δ à la période t

β : Facteur d'actualisation des banques

Le profit de la banque de dépôts dépend de l'évolution du taux d'intérêt interbancaire et des conditions d'épargne du ménage représentatif. L'évolution des dépôts du ménage représentatif chez la banque de dépôts est conditionnée par les fluctuations du taux de remboursement de celle-ci à l'égard du ménage représentatif, ce qui influence la pénalité de défaut. Afin de faire ressortir les effets d'une contraction des dépôts, nous supposons que la pénalité de défaut $\Delta\delta_t$ suit un processus autorégressif d'ordre 1 :

$$\ln(\Delta\delta_t) = \rho_\delta \ln(\overline{\Delta\delta}) + (1 - \rho_\delta) \ln(\Delta\delta_{t-1}) + \varepsilon_{\delta t} \quad (14)$$

Où $\bar{\Delta\delta}$ est la valeur de $\Delta\delta_t$ à l'équilibre et $(\varepsilon_{\Delta\delta,t})$ est un bruit blanc gaussien, i.e :

$$\varepsilon_{\Delta\delta,t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2) \quad (15)$$

2.4. Banque d'investissement (γ)

En bénéficiant des ressources émanant de la banque des dépôts, la banque d'investissement γ contribue directement à la croissance via les financements accordés à la firme productive. A cet égard, la banque γ maximise son utilité espérée intertemporelle à la date $t = 0$:

$$\max_{d\gamma_t, c\gamma_t, a\gamma_t, \forall t \in T} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \cdot U(\text{prc}_t) \right\} \quad (16)$$

sous la contrainte :

$$d\gamma_t = m\gamma_t + \frac{c\gamma_t}{1+r_t} - \Delta\gamma_t(1 - a\gamma_t) c\gamma_{t-1} \forall t \in T \quad (17)$$

(i.e. Prêt de la banque γ à la firme f = dotation monétaire de γ + Emprunt de γ dans marché interbancaire – coût sur le crédit interbancaire de γ)

avec

$$\text{prc}_t = R\gamma_t(1 + r_{f,t-1}) d\gamma_{t-1} - a\gamma_t \cdot c\gamma_{t-1} \quad \forall t \in T \quad (18)$$

Les variables et les paramètres sont définis par :

$m\gamma_t$: Dotation monétaire de la banque commerciale γ au début de la période t

$c\gamma_t$: Dette de la banque commerciale γ dans le marché interbancaire dans la période t

$R\gamma_t$: Taux de remboursement de la firme représentative f espéré par la banque commerciale γ dans la période $t - 1$

$r_{f,t}$: Taux d'intérêt des crédits accordés par la banque commerciale γ à f dans la période t

r_t : Taux d'intérêt interbancaire dans la période t

$d\gamma_t$: Dépôts (prêts) de la banque commerciale γ auprès de la firme représentative f dans la période t

$a\gamma_t$: Taux d'amortissement de la dette de la banque commerciale γ dans le marché interbancaire dans la période t

$\Delta\gamma_t$: Pénalité de défaut de la banque commerciale γ sur sa dette dans le marché interbancaire dans la période t

prc_t : Profit de la banque commerciale γ à la période t

On suppose que la pénalité de défaut Δy_t de la banque d'investissement dans le marché interbancaire suit un processus autorégressif d'ordre 1 :

$$\ln(\Delta y_t) = \rho_y \ln(\overline{\Delta y}) + (1 - \rho_y) \ln(\Delta y_{t-1}) + \varepsilon_{y,t} \quad (19)$$

où $\overline{\Delta y}$ est la valeur de Δy_t à l'équilibre et $(\varepsilon_{y,t})$ est un bruit blanc gaussien, i.e :

$$\varepsilon_{y,t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_y}^2) \quad (20)$$

2.5. Politique budgétaire et monnaie exogène

On peut définir la monnaie exogène (outside money) comme une injection de liquidité dans l'économie soit par le gouvernement soit par des transferts étrangers. La monnaie exogène entre dans le système libre et quitte de toute obligation et s'accumule dans l'économie.

Si G_t est la monnaie exogène entrant dans l'économie à la période t , c'est-à-dire entrant sous forme de dotation monétaire agrégée dans le système, alors on choisit de modéliser le choc de la monnaie exogène par une perturbation de son taux de croissance qui est défini par :

$$g_t = \frac{G_t}{G_{t-1}} \quad (21)$$

La dotation monétaire agrégée est répartie sur l'ensemble des agents économiques :

$$G_t = m m_t + m f_t + m \delta_t + m y_t \quad (22)$$

où

$m m_t$: dotation monétaire pour le ménage représentatif

$m f_t$: dotation monétaire pour la firme représentatif

$m \delta_t$: dotation monétaire pour la banque de dépôt

$m y_t$: dotation monétaire pour la banque d'investissement

On suppose que dans le modèle les agents reçoivent leurs dotations avec les mêmes proportions :

$$\begin{cases} m m_t = \omega_1 \cdot G_t \\ m f_t = \omega_2 \cdot G_t \\ m \delta_t = \omega_3 \cdot G_t \\ m y_t = \omega_4 \cdot G_t \end{cases} \quad (23)$$

où les poids vérifient :

$$\omega_1 + \omega_2 + \omega_3 + \omega_4 = 1 \quad (24)$$

Afin de stationnariser la variable G_t qui est en croissance constante, on divisera dans le modèle toutes les variables monétaires par G_{t-1} . Donc si X_t est une variable monétaire on la remplacera par :

$$\hat{X}_t = \frac{X_t}{G_{t-1}} \quad (25)$$

Pour simuler le choc budgétaire³⁰² on suppose que le taux de croissance g_t suit un processus autorégressif d'ordre 1 :

$$\ln(g_t) = \rho_g \ln(\bar{g}) + (1 - \rho_g) \ln(g_{t-1}) + \varepsilon_{g,t} \quad (26)$$

où \bar{g} est la valeur de g_t à l'équilibre et $(\varepsilon_{g,t})$ est un bruit blanc gaussien, i.e. :

$$\varepsilon_{g,t} \sim N(0, \sigma_g^2) \quad (27)$$

2.6. Politique monétaire et monnaie endogène

La monnaie endogène représente les interventions de la Banque centrale sur le marché interbancaire. Les liquidités injectées sortent du système lorsque les banques d'investissement remboursent leurs obligations. Nous modélisons les chocs de la monnaie endogène par les changements au niveau des opérations d'open market.

$$\hat{M}_t = \xi_{M,t} \hat{\bar{M}}_t \quad (28)$$

où

$$\hat{M}_t = \frac{M_t}{G_{t-1}} \text{ Et } \hat{\bar{M}}_t = \frac{\bar{M}_t}{G_{t-1}} \quad (29)$$

M_t étant la monnaie endogène et \bar{M}_t la monnaie endogène à l'état d'équilibre.

Le paramètre $\xi_{M,t}$ est supposé suivre un processus autorégressif d'ordre 1 :

$$\ln(\xi_{M,t}) = \rho_M \ln(\bar{\xi}_M) + (1 - \rho_M) \ln(\xi_{M,t-1}) + \varepsilon_{M,t} \quad (30)$$

³⁰² Le choc budgétaire conduit théoriquement à un accroissement de la monnaie à la disposition des agents économiques provoquant ainsi des mutations dans les comportements d'épargne, de consommation et de production. Ces agents verront leurs capacités d'honorer leurs différents engagements améliorées et ce suite à l'abondance des liquidités dans leurs portefeuilles. En constatant que la monnaie est assez présente chez les ménages, les entreprises seront incitées à réduire leurs quantités de production pour lutter contre une baisse probable des prix. Ce comportement des entreprises, va réduire la production et la valeur ajoutée créée ainsi que le niveau des salaires et de l'emploi. Devant cette situation, les ménages vont répondre par une réduction de la dotation allouée à l'épargne et aux dépôts et ce dans l'objectif de lisser leurs consommations et de stabiliser leurs paniers de biens de consommation. Les banques de leur part vont être incitées à réduire les montants des crédits alloués à l'économie et favoriser une politique de rationnement du crédit. La baisse des dépôts et par la suite des crédits aura comme effet une hausse des taux d'intérêt débiteurs et créditeurs ainsi que le taux d'intérêt interbancaire. Ceci va se traduire par une baisse des prix des actifs et le déclenchement d'un processus de désendettement et de déflation qui ne seront plus bénéfique pour les agents économiques, dans une situation de rationnement de crédit.

Où $(\varepsilon_{M,t})$ est un bruit blanc gaussien, i.e :

$$\varepsilon_{M,t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2) \quad (31)$$

3. ETALONNAGE DU MODELE

Sur la base des données économiques et financières marocaines, s'étalant sur une période allant de 2000 à 2010 en fréquence trimestrielle, nous avons identifié les paramètres ainsi que les valeurs initiales qui seront utilisés pour des fins de simulation. Les données sont issues des sites officiels des différentes institutions marocaines chargés de la publication des données publiques, relatives aux conditions financières et économiques du Maroc.

Dans un premier temps, le choix des valeurs initiales du modèle a été effectué selon deux options: la première se base sur la moyenne des séries macroéconomiques pour lesquelles on dispose de données assez profondes, tandis que la seconde se base sur la prise en compte d'une année de base, notre choix s'est établi sur l'année 2009.

Les variables endogènes qui ont été initialisées à travers la moyenne de leurs évolutions durant les années 2000 et 2010, sont les crédits à l'économie, les dépôts de la clientèle, le taux d'inflation, la valeur ajoutée, la monnaie et le taux d'intérêt interbancaire.

Variables	Moyennes
Taux d'intérêt interbancaire	3.366%
Taux de croissance M3	1.027
Taux d'inflation	2.2%
Dépôts de la clientèle (log)	5.560
Crédits à la clientèle (log)	5.4578
PIB (log)	5.095

Table 1 : Variables endogènes initialisées par leur moyenne

Suivant les évolutions enregistrées durant l'année 2009, l'endettement interbancaire, la rentabilité des banques, la proportion à consommer et les taux débiteurs et créditeurs ont affiché les valeurs suivantes :

Variables	Valeur en 2009
Crédits interbancaires (log)	7.78
Rentabilité des Fonds propres bancaire	0.14
Proportion à consommer	0.58
Taux des dépôts	0.06
Taux des crédits	0.03
Quantité de biens offerte par $f(q,f)$	0.38
Dotation monétaire pour $f(m,f)$	2

Table 2 : Variables endogènes initialisées par leur valeur en 2009

Dans un deuxième temps, l'étalonnage du modèle a été élaboré suivant une analyse de l'évolution des agrégats macroéconomiques du pays. Cette étape du travail a consisté d'abord à faire ressortir les évolutions des élasticités de quelques équations du modèle, ensuite à une prise en compte des différentes élasticités ainsi utilisées dans les travaux empiriques appliqués à d'autres pays. Le coefficient d'actualisation pour les ménages et les banques ont été évalués hypothétiquement aux alentours de l'unité. Les différents taux de remboursement des dettes bilatérales sont considérés proches de 1, et par conséquent il n'existe aucun phénomène d'insolvabilité de la part des différents agents économiques en situation d'équilibre. Le facteur technologique a été approché suivant la théorie par une valeur égale à l'unité. Concernant les taux de profit des entreprises, il a été admis que ces taux sont aux alentours de 20% ce qui est équivalent à un taux de rendement interne supérieur au coût du capital sur le marché financier marocain. Les autres paramètres qui retracent l'inertie au sein du système ont été évalués par le recours à des modèles en séries temporelles. Le tableau ci-dessous expose les différentes valeurs ainsi retenues³⁰³.

Paramètre	Valeur	Paramètre	Valeur
α	1	$\bar{\delta}$	1.008
β	1	$\bar{\lambda}$	1
Δf	0.94	σ_b	0.96
$\Delta \hat{\delta}$	0.97	σ_A	0.8
$\Delta \gamma$	0.99	σ_r	0.8
Nm	1	σ_c	0.8
ω_1	0.25	σ_r	0.8
ω_2	0.25		
ω_3	0.25		
σ_v	0.7		
ξ_{kr}	0.5		

Table 3 : Paramètres d'initialisation du modèle

3.1. Résultats du modèle calibré

L'élaboration du modèle macroéconomique avec frictions financières a pour objectif de reproduire les différentes interactions constatées au sein de l'économie marocaine. De plus, l'introduction du système bancaire dans ce type de modèle permettra de raffiner les différents résultats économiques et contribuera à formuler des interprétations économiques plus plausibles. La pertinence du modèle est donc liée à sa capacité à générer les mêmes comportements des variables macro-économiques que ceux constatés au niveau empirique. Dans cette perspective, on se propose dans cette section d'évaluer ce modèle à travers d'une part une analyse des moments théoriques et empiriques, et d'autre part via quelques statistiques obtenues après sa mise en production.

L'analyse des moments générés par le modèle macroéconomique permet de valider sa pertinence. Sa capacité à reproduire les différents comportements de l'économie marocaine est mesurée à travers la similitude entre les moments empiriques issus des données disponibles et les moments qui ont été produits par le modèle. Les variables d'intérêt qui ont été analysées sont la valeur ajoutée

³⁰³ La part de la monnaie détenue initialement par l'ensemble des agents est égalitaire et est évaluée à 25% du total de la monnaie en circulation.

(PIB), le taux d'intérêt interbancaire, les crédits à l'économie, les taux débiteurs et créditeurs, la monnaie et les dépôts de la clientèle. Les écarts-types relatifs calculés permettent donc de corroborer la concordance entre les séries empiriques et théoriques. En effet, l'ensemble des résultats ont été probants et confirment que le modèle permet de reproduire les cycles économiques au Maroc ainsi que les interactions entre la sphère réelle et la sphère financière. A cet égard, il serait pertinent de l'utiliser à des fins de simulation et aussi pour juger de la solidité financière du système bancaire face à différents chocs possibles. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau ci-dessous :

Variables	Ecart-type Relatif	
	Moments théoriques	Moments Empiriques
Crédits interbancaires	42%	26%
PIB (r_f)	1%	2%
Taux de Croissance M3 (g)	1%	2%
Dépôts des ménages (d_m)	5%	2%
Taux débiteurs (r_f)	12%	22%

Table 4 : Ecarts-type relatifs théoriques et empiriques

Quant à l'analyse des auto corrélations entre les différentes variables endogènes, ils ont permis de reproduire l'inertie qu'on constate au sein des séries macroéconomiques. Le tableau ci-dessous résume les résultats :

Variables simulées	AR(1)
Taux interbancaire	0.25
Taux débiteurs	0.22
Dépôts des ménages	0.43
Crédits interbancaire	0.42
Crédits aux entreprises	0.35
PIB (log)	0.26

Table 5 : Auto corrélations d'ordre 1

Ces différents résultats du modèle confirment sa robustesse et sa capacité à reproduire les différentes interactions et faits stylisés de l'économie marocaine.

4. ESTIMATION DU MODELE PAR LA METHODE BAYESIENNE

4.1. Méthode d'estimation

L'estimation du modèle DSGE avec frictions financière va permettre de valider la version calibrée déjà élaborée et dont les résultats ont été probants. Les techniques d'estimation usuelles utilisées et qui font souvent appel à l'inférence statistique demeurent inadaptées à ce types de modélisation, d'où le recours à la technique bayésienne (Fernández-Villaverde (2009)).

Cette dernière est communément utilisée en vue d'estimer les modèles DSGE pour des raisons de commodité et d'efficacité. Plus précisément, le recours à cette technique économétrique est justifiée par l'existence de plusieurs minimum et maximum locaux dans les modèles dynamiques stochastiques et surtout ceux incorporant les imperfections des marchés (rigidités nominales et

réelles et frictions financières) ainsi que des vraisemblances plates dans la majorité des paramètres. Ces incomplétudes sont dues essentiellement à la rareté des données et à la flexibilité des modèles DSGE qui peuvent générer un comportement similaire avec des combinaisons relativement différentes des valeurs des paramètres.

L'environnement des modèles DSGE est à données restreintes, ce qui engendre des difficultés quant à l'utilisation des informations réelles. En effet, le recours au maximum de vraisemblance nécessite des informations complètes sur les paramètres en vue d'avoir des estimations efficaces et probantes. A cause de la rareté des données, seule la technique bayésienne garantit une meilleure approximation de la réalité.

La technique bayésienne utilise en effet l'idée du théorème de Bayes où il suffit de mener un jugement sur les distributions des paramètres et les confronter directement aux données réelles ou simulées. En effet, cette technique est une règle optimale de traitement de l'information tel qu'indiqué par Zellner (1988), puisqu'elle utilise l'ensemble des informations disponibles sur les données émanant d'un échantillon petit ou grand et dont la fiabilité est prouvée.

La relation de Bayes admet que la connaissance de quelques informations disponibles contribue à accroître l'information produite à posteriori. Précisément, la formule de Bayes s'applique à la densité à priori des paramètres et renvoie la densité à posteriori des paramètres c'est-à-dire conditionnellement aux observations.

La formule de Bayes appliquée à des densités de probabilité s'écrit :

$$\pi(\theta/y) = \frac{f(y/\theta) \times \pi(\theta)}{m(y)} \quad (32)$$

où

$\pi(\theta)$: densité marginale à priori de θ

$f(y/\theta)$: vraisemblance des données y

$\pi(\theta/y)$: densité à posteriori de θ

$m(y)$: densité marginale des données y

La distribution des paramètres à posteriori est basée sur deux informations disponibles à priori à savoir, la distribution marginal de θ ainsi que les informations relative à y . Cette combinaison d'informations permet de générer des estimations encore plus fiables et ce en minimisant la variance des paramètres déterminés à priori et à posteriori. En effet, Gelman et al. (2004) ont affirmé que l'on pourrait s'attendre à ce que la variance à posteriori des paramètres soit plus petite que la variance à priori parce que l'on prend en compte de l'information sur les paramètres à travers les données.

En effet, les deux auteurs sont arrivés à affirmer que la variance des paramètres estimés est de variance minimale :

$$V(\theta) = E(V(\theta/y)) + V(E(\theta/y)) \quad (33)$$

Ceci implique que la variance a posteriori $V(\theta/y)$ est en moyenne plus petite que la variance à priori $V(\theta)$. La différence $V(E(\theta/y))$ dépend de la variabilité de la moyenne a posteriori de la distribution des données disponibles. Gelman en déduit que plus cette variabilité est grande plus la variabilité a posteriori de θ est petite.

Plus généralement, on ne se réfère plus aux espérances, la moyenne a posteriori et la variance a posteriori peuvent être approchée comme des compromis entre l'apriori théorique et les données disponibles. Les poids associés à ces deux sources d'informations dépendent respectivement de la variabilité des données observées et de la variabilité de l'information à priori. Plus la taille de l'échantillon augmente plus le poids relatif de l'a priori diminue. Donc la méthode bayésienne procure une plus grande efficacité quant à l'estimation de la densité de probabilité des paramètres estimés, grâce à l'usage combiné des deux informations disponibles (distribution et les données).

Ainsi à travers la relation de Bayes on peut obtenir les estimations des différents paramètres d'intérêt. Toutefois, l'usage de la méthode exige des méthodes de simulation de la distribution jointe a posteriori. Les méthodes de simulations que nous avons choisi d'utiliser sont les méthodes Monte Carlo par les Chaînes de Markov³⁰⁴ (MCMC).

4.2. Résultats des estimations

Dans la phase d'estimation du modèle avec frictions financières nous avons utilisé deux types d'estimation à savoir : l'estimation d'un modèle réduit (NKM³⁰⁵) ainsi que l'estimation par le recours au DSGE-VAR³⁰⁶.

Les paramètres estimés des différents modèles ont été obtenus à l'aide des données disponibles sur l'économie marocaine. Les séries utilisées sont de fréquence trimestrielle allant de 1985 à 2010. L'usage de la méthode Bayésienne a pu réduire les problèmes de pénurie des données pour quelques séries non disponibles lors de l'estimation du modèle DSGE.

Le tableau suivant résume les résultats obtenus après l'estimation du DSGE-VAR:

Paramètres	DSGE-VAR	
	Valeur	Lois de Distributions
β	0.89	Beta
α	0.9905	Normal
λ	0.8902	Beta
σ_u	0.9	Normal
ρ_s	0.7001	Normal
ρ_r	0.7	Normal
ρ_e	0.6999	Normal
ρ_v	0.7003	Normal
Δf	0.7892	Beta
$\Delta \delta$	0.8014	Beta
$\Delta \gamma$	0.8116	Beta

³⁰⁴ Les méthodes dites MCMC reposent sur la construction de chaînes de Markov ayant la propriété de converger vers la distribution que l'on cherche à simuler.

³⁰⁵ New Keynesian Model

³⁰⁶ Pour plus de détails voir Del Negro, M., and F. Schorfheide (2004).

Table 6 : Paramètres estimés par la méthode bayésienne

4.3. Comparaison avec le BVAR³⁰⁷

Après avoir obtenus les paramètres structurels et conjoncturels à l'aide du modèle DSGE avec frictions financières, nous avons déduit de ce dernier un modèle réduit (NKM³⁰⁸) dans une perspective de le confronter avec le modèle BVAR dont la puissance a été prouvée dans la littérature.

Paramètres	BVAR		NKM	
	Valeur	Lois de distribution	Valeur	Lois de distribution
β	1.06	Gamma	1.04	Gamma
Persistance IS	1.16	Inv-Gamma	1.01	Inv-Gamma
Persistance LM	0.78	Inv-Gamma	0.69	Inv-Gamma
Courbe de Philips	0.17	Normal	0.17	Normal

Table 7 : Paramètres estimés par les deux modèles réduits

Les résultats obtenus sont presque identiques et permettent de confirmer que l'introduction des frictions financières dans le modèle DSGE a pu contribuer à améliorer sa dynamique.

Nous avons également vérifié le pouvoir prédictif du modèle DSGE avec frictions financière en l'utilisant en mode prévision. Dans ce sens, on peut affirmer que ce modèle est doté de qualités prévisionnelles satisfaisantes. Cette dernière affirme que le modèle DSGE avec frictions financières retrace dans une grande mesure les tendances des agrégats macroéconomiques marocains augmentées des indicateurs du système bancaire marocain (voir figure 2).

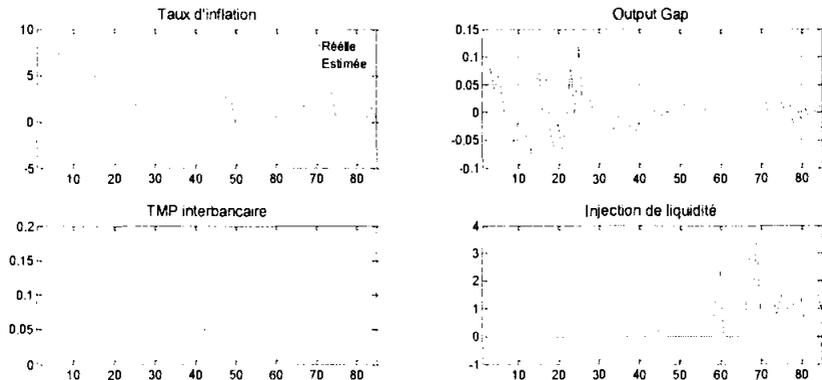


Figure 2: Comparaison in-sample des séries estimées et réalisées des principaux agrégats macroéconomiques

4.3. Interprétations des résultats des simulations des chocs

³⁰⁷ Bayesian Vectorial Auto-Regressif (Voir Villemot (2007)).

³⁰⁸ Après la log-linéarisation du modèle.

Les résultats obtenus ont permis d'affirmer que l'introduction des frictions financières dans le modèle macroéconomique ont amélioré les réponses impulsionnelles quant aux diverses politiques économiques.

En effet, on a envisagé, en similitude avec les réponses produites par le modèle calibré, d'élaborer plusieurs chocs de politiques économiques pour avoir une idée sur les réponses que peut produire le modèle DSGE avec friction financière estimé. Ainsi, les trois chocs économiques sont : un choc budgétaire, un choc monétaire et un choc technologique.

Choc budgétaire :

Le renforcement de la liquidité des agents économiques par le biais d'un accroissement de leur consommation dans le temps, provoque des réactions positives par rapport aux comportements des réponses des acteurs. Le choc ainsi ajouté, a donné des réponses conformes à la théorie économique. Ainsi, on constate dans l'horizon de 6 trimestres que le choc budgétaire entraîne une hausse de la profitabilité bancaire ainsi qu'un accroissement dans le niveau des prix, du taux interbancaire et dans l'endettement destiné au financement de la croissance. Concernant la croissance économique, les effets de la politique budgétaire expansionniste sont positifs mais de faible ampleur. Toutefois, cette politique, visant à renforcer la capacité des agents économique en terme de consommation, va entraîner un effet inverse avec une baisse du taux de consommation qu'on peut expliquer à travers la hausse des prix et des taux d'intérêt sur les marchés (équivalence Ricardienne).

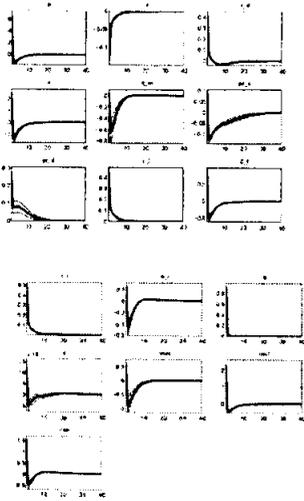
Choc monétaire :

Les réponses obtenues pour un choc monétaire qui affecte les différentes composantes de la sphère réelle et financière ont été conforme à la théorie économique. Ainsi, une hausse de la liquidité centrale affecte positivement la croissance économique, les prix et la consommation des ménages. Par opposition, le coût de la dette des firmes, les rendements des banques de dépôts et le taux interbancaire ont accusé une baisse en réponse de la hausse de la liquidité centrale.

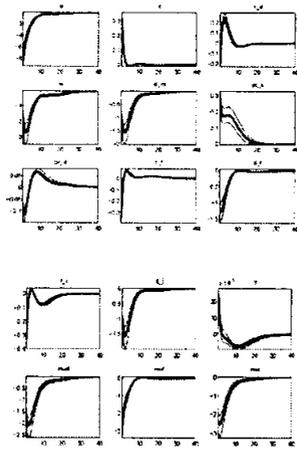
Choc technologique :

L'avènement d'un choc sur la productivité des firmes entraîne nécessairement des effets diverses sur l'ensemble des agrégats macroéconomiques du Maroc. En effet, les réponses obtenues demeurent conformes à la perception économique. Dans les faits, une hausse des efforts de productivité se traduisent par une baisse des prix, de l'endettement, du taux interbancaire ainsi que des capacités des ménages à faire des dépôts auprès des établissements de crédit. Par contre, cette politique économique entraîne une hausse significative de la croissance économique, de la consommation et des profits des banques commerciales.

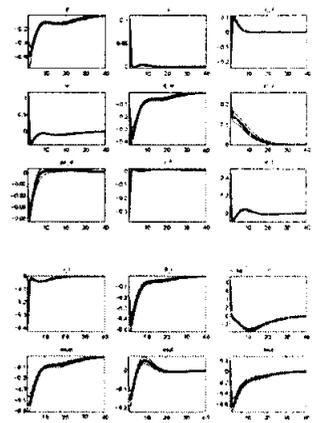
Choc budgétaire



Choc de productivité



Choc



CONCLUSION

La mise en place du modèle dynamique stochastique d'équilibre général avec frictions financières vise à parvenir à une modélisation macroéconomique intégrant le système bancaire marocain. Ceci va permettre de mesurer les différentes interactions entre les sphères réelle et financière et de conjuguer des exercices de simulations intégrant la dynamique financière et les cycles caractérisant l'activité d'intermédiation.

Sur la base des données marocaines, on a pu obtenir un modèle calibré et estimé permettant de décrire les différentes fluctuations de la conjoncture économique. L'intégration du système bancaire a permis de quantifier le coût économique d'un choc affectant les différentes banques. Dans cette version préliminaire du modèle, seuls quelques chocs ont été mis en évidence, à savoir ceux affectant la technologie, la liquidité, la politique budgétaire et les défauts des firmes.

La comparaison entre le modèle avec et sans frictions financières, nous a démontré que l'intégration des mécanismes de frictions financières a une répercussion positive sur les réponses du modèle. Les impulsions générées à travers ce modèle décrivent pertinemment les comportements rationnels des différents agents économiques. De surcroît, l'incorporation du système bancaire dans la modélisation a permis de décrire les réponses des agrégats économiques et financiers quant à différents chocs possibles, ce qui peut aider à l'évaluation de la stabilité du système bancaire marocain.

Ce modèle, va pouvoir contribuer, par ailleurs, à générer des chocs macroéconomiques plausibles afin d'élaborer des macro stress tests visant à évaluer la robustesse du système bancaire marocain. Dans le même sillage, la conception financière du modèle va permettre de mesurer l'articulation entre quelques politiques de stabilisation à savoir: les politiques monétaire, budgétaire et de stabilité financière.

Pour l'instant, ce modèle n'intègre pas des variables prudentielles, permettant de juger le degré de solvabilité des banques, mais des travaux que nous réaliserons ultérieurement seront en mesure de prendre en considération ces améliorations. L'incorporation d'une variable de réponse prudentielle pourra constituer un repère décisionnel en matière de stabilité financière.

RÉFÉRENCES

- Bernanke, B., M. Gertler, and S. Gilchrist, The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework in J. Taylor and M. Woodford (eds) *Handbook of Macroeconomics*, Volume 1C, North Holland, 1999.
- Blanchard, O.J. and C.M. Kahn., The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations. *Econometrica* 48: 1305-11, 1980.
- Blanchard, O.J. and N. Kiyotaki. Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand. *The American Economic Review* 77: 647-66, 1987.
- Buiter, W. H., The Fallacy of the Fiscal Theory of the Price Level, NBER Working Paper No. 7302. 16, 1999.
- Christiano, L., R. Motto, and M. Rostagno. Financial Factors in Economic Fluctuations. "European Central Bank Working Paper No. 1192, 2010.
- Curdia, V. and Woodford, M., Credit Spreads and Monetary Policy, NBER Working Paper No. 15289, 2009.
- De Walque, G., O. Pierrard y A. Rouabah, Financial (in)stability, supervision, and liquidity injections: a dynamic general equilibrium approach, Working Paper Research 148, National Bank of Belgium, 2008.
- Dib A. 2010. An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Rigidities Working Paper, Bank of Canada
- Dubey, P., and J. Geanakoplos. Real Determinacy with Nominal Assets. Cowles Foundation Discussion Paper No. 1427, 2003.
- Gali, J., Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations? *The American Economic Review* 89: 249-71, 1999.
- Goodfriend, M. and R. King., The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy. *NBER Macroeconomics Annual* 231-83, 1997.
- Goodhart CAE, D. Tsomocos and A. Vardoulakis, Modelling a Housing and Mortgage Crisis, in *Financial Stability, Monetary Policy and Central Banking*. Edited by C. Echavarría, R. Fuentes and D. Gray, Series on Central Banking, Analysis and Economics Policies, Central Bank of Chile, forthcoming, 2009.
- Goodhart CAE, P. Sunirand P. and D. Tsomocos, A Model to Analyse Financial Fragility: Applications, *Journal of Financial Stability*, 1, pp. 1-30, 2008.
- Goodhart CAE, P. Sunirand P. and D. Tsomocos, A Model to Analyse Financial Fragility, *Economic Theory* (27), pp. 107-142, 2006
- Goodhart CAE, P. Sunirand P. and D. Tsomocos, The Optimal Monetary Instrument for Prudential Purposes *Journal of Financial Stability*, forthcoming, 2008.
- Jacoviello, M. and S. Neri, Housing Markets Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model. Working Paper 659, Boston College Department of Economics, 2007.
- Kiyotaki N. and J. Moore, Credit Cycles., *Journal of Political Economy*, 105, pp. 211248, 2007.
- Leao E., and P. Leao, Modelling the central bank repo rate in a dynamic general equilibrium framework, *Economic Modelling*, 24, pp. 571-610, 2007.
- Marco Del Negro & Frank Schorfheide, "A DSGE-VAR for the Euro Area." *Computing in Economics and Finance* 2004 79, Society for Computational Economics, 2004.
- Mendoza, G.E., Real Business Cycles in a Small Open Economy. *The American Economic Review* 81: 797-818, 1991.
- Notarpietro, A., Credit Frictions and Household Debt in the US Business Cycle: A Bayesian Approach, Working Paper University Bocconi, 2007.
- Tsomocos, D.P., Equilibrium Analysis, Banking and Financial Instability. *Journal of Mathematical Economics*, 39 (5), pp. 619-655, 2003.
- Tsomocos, D.P., Generic Determinacy and Money Non-neutrality of International Monetary Equilibria, *Journal of Mathematical Economics*, 44, pp. 866-887, 2008.
- Woodford, M., *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton, NJ, Princeton University Press, 2003.

SOUTENANCES:

Résumé non technique de la thèse intitulée

« *Stabilité financière et évaluation de la résilience du système financier marocain* »

Sous la direction du :

Pr. ABOUCH MOHAMED

Membre du jury de thèse :

Pr. ABDERASSOUL LEHADIRI

Pr. MOHAMED BOUSSETTA,

Pr. MOHAMMED EL HADDAD

Pr. SAAD BENBACHIR

Pr. MOHAMMED KHARISS

Un système financier stable est aujourd'hui un objectif à atteindre et à maintenir, pour pouvoir préserver la richesse des agents économiques, les conditions normales de la croissance et de la création de la valeur ajoutée et lutter contre les périodes de récession économique, qui se traduisent souvent par des pertes d'emplois et des baisses de la production. Pour atteindre ce but, les travaux de recherche sont aujourd'hui dans une quête en faveur des meilleurs mécanismes pouvant contribuer à renforcer la solidité du système financier. Plusieurs propositions sont en perspective, mais le débat semble encore dans ses premières phases et mérite encore plus de recul et d'approfondissement.

Le système d'intermédiation financière selon sa configuration actuelle a démontré ses limites et sa prédisposition aux crises financières. En effet, plusieurs travaux ont souligné le caractère procyclique du système financier et sa capacité à se nourrir d'une création fictive de la richesse. Au moment de croissance économique favorable, et lorsque les agents économiques sont plus optimistes, en ce qui concerne les perspectives futures, le mécanisme d'intermédiation financière (directe ou indirecte) bénéficie de la situation en contribuant à la création des bulles spéculatives dans plusieurs marchés et en particulier dans le marché immobilier et le marché boursier. Aussi, la capacité du système financier à bénéficier du processus d'innovation accroît encore plus la probabilité d'instabilité financière, puisqu'en général les nouveaux produits financiers, au lieu de permettre une gestion du risque réel, ils contribuent à la formation de nouveaux risques financiers plus sauvages et dont les effets sont plus colossaux.

En réponse, les autorités de régulation ont pu mettre en avant plusieurs dispositions réglementaires pour réguler efficacement l'activité d'intermédiation, mais cette dernière demeure toujours sans aucune limite. Toute règle est contournée par une innovation financière. Les règles prudentielles ont contrôlé les risques individuels encourus par le système financier en permettant la mise en réserve de capitaux réglementaires et de liquidité pour lutter contre une matérialisation éventuelle des risques. Cependant, les accords de Bales (I et II) ont négligé deux aspects fondamentaux qui sont aujourd'hui au cœur du débat des régulateurs. D'une part, le caractère micro prudentielle était le plus dominant dans la configuration de la réglementation financière. En principe, on considère que les crises financières émanaient d'une fragilité d'une institution et que le

risque demeure une question individuelle et dépend de chaque institution financière. Dans cette perspective, le système financier est régulé en fragment et le caractère systémique ne requière aucune attention. D'autre part, les interconnexions entre le système financier et l'économie réelle ont été, peu ou prou, négligées dans les différentes analyses financières et économiques et surtout dans la réglementation financière. Les études actuelles confirment que le système financier jouit d'un caractère pro cyclique qui amplifie la prise de risque et contribue à former des anticipations irrationnelles qui alimentent par effet de ricochet l'instabilité financière et la contagion.

Les réflexions des académiciens et des autorités de régulation ont souligné l'importance d'intégrer le caractère systémique dans l'analyse du système financier (surtout après la crise de 2008), en s'attardant plus sur les risques systémiques qu'encours les agents économiques et financiers (approche macro prudentielle). En plus, il est opportun de mettre en œuvre des mécanismes pouvant réduire la pro-cyclicité du système financier à travers des mesures anticycliques visant à limiter les effets de levier. Ces deux piliers, en parallèle à l'analyse micro prudentielle, forment aujourd'hui le socle de la stabilité financière. Les banques centrales et les organes de régulation ont déjà entamé plusieurs avancées en la matière, toutefois, une concertation semble obligatoire afin de permettre une concordance entre la nouvelle fonction de stabilité financière et les autres politiques de stabilisation (politiques monétaire et budgétaire). En effet, les décisions prises au niveau de chaque politique ont, en principe, des impacts sur autrui, ce qui doit être impérativement intégré dans les mécanismes de prise de décision.

Ainsi, la mise en avant de la stabilité financière, comme une politique de stabilisation de la finance et de l'économie, nécessite tout d'abord une évaluation bien précise de l'état du système financier. Il est primordial de mesurer les risques individuels et les risques systémiques et d'identifier les interconnexions entre les sphères réelle et financière (canaux de transmission de chocs). À vrai dire, il faut parvenir à évaluer l'état du système financier et dire s'il est dans une situation de stabilité ou d'instabilité afin de pouvoir, en cas de besoin, utiliser les instruments nécessaires, pour parvenir à réduire le caractère pro cyclique du système financier et limiter les risques systémiques et par conséquent éviter les crises financières à ampleur systémique. Cette évaluation demeure une question délicate pour des raisons liées aux caractéristiques du système financier en l'occurrence; sa dynamique, son caractère multidimensionnel, etc... et à la définition même de la stabilité financière.

L'objectif de cette thèse est de proposer des outils innovants capables de mesurer la stabilité du système bancaire marocain. Ces outils s'inscrivent dans un cadre macro prudentielle et permettent de mener à bien des exercices de macro stress test. Jusqu'à présent, il n'existe aucun consensus concernant les outils les plus adaptés pour atteindre cet objectif, toutefois, plusieurs méthodologies sont à distinguer :

Les approches d'évaluation de la stabilité financière sont constituées de trois grandes familles. La première ait recours à un examen attentif des indicateurs de solidité financière (ou/et macro prudentiels) qui résument l'évolution des facteurs de risque dans le système financier et économique. Une deuxième approche consiste à la mise en place d'un système d'alerte précoce qui contribue à l'identification de situation de vulnérabilité ou de crises financières. Cette technique nécessite la mise en évidence de modèles ou d'indices de fragilité qui peuvent décrire et prédire les situations de vulnérabilité financière éventuelles. La dernière approche consiste, par ailleurs, à l'élaboration de modèles économétriques (structurelle et non structurelle) reliant la sphère financière à celle économique, permettant de détecter à la fois la nature des relations entre les systèmes financier et économique et le caractère pro cyclique du système financier.

L'évaluation de la stabilité financière ne se limite pas uniquement à l'élaboration de ces outils, mais à une capacité à formuler un jugement quant au niveau de résilience du système financier ou bancaire. Ainsi, dans le but de parvenir à mesurer la résilience du système bancaire, il est nécessaire de recourir à des techniques de stress testing, qui permettent d'imaginer des situations extrêmes et de mesurer leurs impacts sur la robustesse du système financier. Bien que ces techniques aient été utilisées par les institutions financières d'une manière individuelle et pour des questions liées aux risques bancaires, dans un souci de stabilité financière, il est nécessaire d'inclure le caractère systémique dans ces exercices de stress testing afin de capter la dynamique globale du système et son impact sur la résilience du système financier, d'où le recours au "Macro stress testing", qui incorpore le volet macro prudentiel de la régulation financière. Dorénavant, l'exercice de stress testing doit être élaboré par le recours à une évaluation globale des risques systémiques en intégrant toutes les composantes du système financier.

Ainsi, dans ce travail de recherche on vise à élaborer des outils permettant d'évaluer la stabilité financière et de formuler un jugement quant à la solidité du système financier. Dans cette perspective plusieurs modèles ont été développés, en l'occurrence :

- Un modèle macroéconomique d'équilibre général qui inclut quelques frictions financières ainsi que le système bancaire : ce modèle permet de décrire la dynamique endogène de l'économie marocaine en introduisant le rôle d'intermédiation financière, avec la possibilité d'imaginer plusieurs simulations de situations économiques et financières. L'objectif de ce modèle est double. Dans un premier temps, concevoir un outils de simulation de situation extrêmes de l'économie marocaine tout en tenant compte de la dynamique financière du système bancaire et dans un deuxième temps, quantifier l'impact de ces scénarii sur quelques agrégats financiers (profitabilité, activités et autres), ce qui permet de mesurer la stabilité du système bancaire marocain (DSGE white Financial frictions for macro stress testing).
- Un second modèle réduit a été élaborée sous forme d'un système d'équations simultanées qui mesure les risques encourus par le système bancaire marocain (à travers l'utilisation des données agrégées issues des sites officiels). Ces risques sont expliqués à travers l'évolution de plusieurs facteurs de risques macroéconomiques, qualifiés de facteurs systémiques. Cet outil va permettre d'évaluer l'impact des scénarii macroéconomiques générés via le DSGE sur l'activité du système bancaire et par conséquent sur sa profitabilité, sa liquidité et sa solidité.
- Un troisième modèle est considéré. Il vise à évaluer la probabilité de défaillance du système bancaire marocain et est basée sur l'hypothèse d'efficience du marché boursier marocain et sur la théorie de l'arbitrage. Ce modèle va permettre de formuler un jugement quant à l'évolution de la probabilité de défaut en situation extrême.
- Comme un dernier outil d'évaluation de la stabilité financière du système bancaire, on a proposé un modèle théorique permettant d'approcher la dimension transversale du risque systémique.

Les résultats obtenus depuis le développement des différentes modèles ont permis de confirmer la robustesse du système financier marocain et l'importance des frictions financières dans l'analyse des politiques conjoncturelles. En effet, le premier modèle s'est intéressé à la relation entre le cycle économique et le système bancaire. Ainsi, des frictions financières ont été considérées, lors du développement du modèle DSGE, pour améliorer la conduite des politiques ; monétaire, budgétaire et financière. Dans ce cadre, on peut affirmer que l'inclusion du système bancaire a permis d'intégrer la dynamique financière dans le cadre macroéconomique. De même, l'inclusion des frictions financières dans la modélisation macroéconomique permet d'améliorer la prise de décision

et assure également la prise en compte des risques financiers dans la conduite des politiques de stabilisation.

Le modèle macroéconomique avec frictions financières a essayé de décrire la dynamique endogène de l'économie marocaine, ainsi que les différentes interactions entre les agents économiques. En intégrant deux banques commerciales (dépôts et d'investissement) et le marché interbancaire. Ce modèle a permis de mener des exercices de simulation qui ont pu décrire le comportement d'indicateurs bancaires clés dans des situations diverses. L'imagination de situations extrêmes est possible à travers la panoplie de chocs que peut accepter le modèle. Ces chocs vont pouvoir aider à la mise en place d'une démarche de macro stress testing et ce via les réponses de plusieurs variables bancaires (TMP, taux créditeurs, taux débiteurs, profits bancaires et le taux de défaut), aux chocs macroéconomiques envisagés.

Dans le même sillage, les relations obtenues entre les évolutions des agrégats macroéconomiques fondamentaux, le risque de crédit et l'évolution des encours de crédit corroborent les intuitions économiques (modèles en équations simultanées). Ces modèles réduits qui ont été conçus pour modéliser le risque de défaut ainsi que le risque de bulles de crédit, dans le cinquième chapitre, se sont avérés utiles puisqu'ils ont permis de quantifier la relation entre les cycles économique et financier (les données utilisées sont agrégées et issues des sites officiels). La qualité de l'activité bancaire et la probabilité de défaut sont donc en forte corrélation avec l'évolution des conditions macroéconomiques. Ces modèles sont en mesure de formuler des tests de résistance macroéconomique du système bancaire marocain. Ainsi, plusieurs scénarii peuvent être envisagés afin de juger la robustesse du système bancaire marocain. Le choix de ces modèles et de leur conception ont été justifiés par la part prépondérante des activités d'intermédiation dans le portefeuille bancaire (banking book). Toutefois, l'évolution des activités bancaires marocaines peut induire la nécessité d'intégrer des spécifications alternatives pour mesurer en cas de besoin d'autres typologies de risque.

L'évaluation globale du système bancaire est à même d'intégrer ces différents dispositifs afin d'aboutir à une évaluation pertinente. Le premier outil donnera une idée sur l'impact de politiques économiques sur la stabilité du système bancaire. Les deux modèles suivants vont pouvoir formuler une réponse quant aux seuils que doivent atteindre les variables macroéconomiques afin d'aboutir à des taux de défaut insoutenable de la part du système bancaire marocain. Quant au dernier modèle présenté, il vient pour clôturer le processus d'évaluation par une étude des effets des chocs sur les marchés.

Ce travail de recherche s'est orienté vers une conception d'outils pour l'évaluation de la stabilité financière du système bancaire marocain, toutefois, pour pouvoir atteindre cet objectif, il est tout à fait judicieux de souligner que tous les modèles disponibles actuellement (dont nous nous sommes inspirés) ne permettent pas de formuler une réponse unique et unanime sur le degré de solidité du système bancaire ou financier, puisque la problématique demeure encore plus complexe. Les outils qu'on a pu présenter, permettent d'approximer le niveau de robustesse du système et constituent le cas échéant une base de réflexion pour les travaux à venir. En effet, la stabilité financière nécessite encore plus de recul et les outils et les instruments à concevoir doivent faire l'objet de plus de recherche, notamment en ce qui concerne, les canaux de transmission des chocs, les interactions entre les politiques de stabilisation et les canaux de contagion dans le système financier et avec l'économie dans son ensemble.

Résumé de la thèse sur « Le ciblage de l'inflation et flexibilisation du régime de change au Maroc »

Thèse de doctorat en Sciences Economiques présentée

et soutenue publiquement par :

Aziz Ragbi,

le 19 Avril 2013.

Sous la direction de Monsieur le Professeur Saïd Tounsi

La subordination de la politique monétaire au maintien d'un taux de change stable serait vraisemblablement incompatible avec l'objectif intérieur que définissent les nouveaux statuts de Bank Al-Maghrib (2006). C'est pour cette raison que les autorités monétaires tendent d'adopter une politique monétaire du ciblage de l'inflation dans un horizon de moyen terme. Celle-ci est conditionnée par la flexibilisation du taux de change. Toutefois, la forte volatilité qu'accompagne généralement la transition vers un régime de change plus flexible ne devrait pas constituer une entrave à la maîtrise de l'inflation acquise depuis le milieu des années 90. Dans cette perspective, Bank Al-Maghrib devrait réadapter sa règle monétaire à une flexibilisation du taux de change. La règle monétaire optimale à adopter serait celle qui garantirait le maintien de la stabilité des prix.

Eu égard à ces observations, la problématique de cette thèse est ancrée sur une question centrale : si le ciblage de l'inflation est proposé comme une politique monétaire efficace dans un contexte de flexibilisation du régime de change, quelle est la règle monétaire optimale susceptible de réussir une telle politique ?

Nous proposons de répondre à la problématique de cette recherche à travers quatre chapitres. Le premier propose une évaluation du régime de change actuel et justifie la nécessité du passage à un régime plus flexible. Le second revient sur l'efficacité de la politique monétaire dans un régime de change flexible et s'interroge sur la performance du ciblage de l'inflation et la capacité du taux de change à jouer le rôle d'amortisseur de choc. Le troisième détermine le degré du pass-through au Maroc, ce fait stylisé est important dans la détermination de la règle monétaire optimale. Le dernier chapitre définit d'une part les différents arbitrages en matière de règles monétaires et le niveau de flexibilité du taux de change y associé et, d'autre part, il propose la règle monétaire optimale à adopter.

L'examen de la performance macroéconomique du régime de change actuel (**chapitre 1**) ne conclut pas à la contribution de ce dernier à la maîtrise de l'inflation au Maroc. En effet, une meilleure appréciation de l'effet du régime de change sur la stabilité des prix nécessite de distinguer l'effet de chaque déterminant de l'inflation tel que la crédibilité de la politique monétaire, l'ancrage du dirham sur l'euro et le dollar, les politiques de salaire et de compensation. Cette dernière demeure un facteur important de la stabilité des prix au Maroc puisqu'elle permet d'amortir la volatilité des prix du pétrole. De même, la sensibilité de l'activité économique à la composante agricole ne permet pas, néanmoins, de conclure à la performance du régime actuel vis-à-vis de la croissance économique. Par ailleurs, l'analyse du taux de change d'équilibre, par la méthode des fondamentaux, suggère, que le TCER est surévalué par rapport à son niveau d'équilibre (le mésalignement du TCER est évalué à une moyenne de 13% sur la période 2008-2011). Ce résultat est confirmé par les récentes pressions observées sur la balance des paiements et les pertes de réserves de change auxquelles le Maroc fait face (FMI (2011)).

A côté de cette performance macroéconomique mitigée du régime de change fixe, la nécessité d'une flexibilisation du régime de change au Maroc est motivée par d'autres facteurs. Il y a lieu de citer (i) l'ouverture graduelle et renforcée du compte capital, traduisant la volonté des autorités publiques pour une meilleure insertion du Maroc dans l'économie mondiale; (ii) La flexibilisation du régime de change renforcerait l'autonomie en matière de conception et de mise en œuvre de la politique monétaire acquise depuis 2006; (iii) pour une meilleure maîtrise des canaux de transmission de la politique monétaire, la banque centrale œuvre pour l'instauration d'un régime de ciblage de l'inflation qui ne peut être conduit que dans le cadre d'un régime de change flexible ; (iv) Enfin, les réserves de change ont vu leur niveau baisser en particulier après la récente crise financière. Ceci remet en question la soutenabilité des régimes de change fixe dans un contexte de baisse des avoirs extérieurs.

Le lien entre la flexibilité du régime de change et l'efficacité de la politique monétaire a fait l'objet de plusieurs travaux (**chapitre 2**). Il apparaît que la flexibilisation du taux de change confère, d'une part, aux autorités monétaires plus d'autonomie dans la conduite de leur politique monétaire et une meilleure maîtrise des canaux de transmission et, d'autre part, elle permet au taux de change de jouer son rôle d'absorbeur de choc.

Par ailleurs, cette efficacité de maîtrise des canaux de transmission dépend en grande partie du degré de transmission des variations de taux de change aux prix locaux. Ce dernier est, également, nécessaire pour le choix de la règle monétaire optimale. Une estimation du degré de pass-through pour l'économie nationale (**chapitre 3**) indique que la transmission des variations du taux de change aux prix au Maroc est incomplète et le pass-through aux prix des biens échangeables est plus importante que celle diffusée aux prix des biens non échangeables.

Pour le choix du degré optimal de la flexibilité du régime de change (**chapitre 4**), nous avons élaboré, pour l'économie marocaine, un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE) en tenant compte des caractéristiques spécifiques de notre économie telles qu'un pass-through imparfait. Ce modèle sert à mesurer la sensibilité des grandeurs macroéconomiques (la croissance économique, le taux d'inflation, le taux de change, la consommation, ...) aux changements du régime de change. Nous avons choisi cinq règles monétaires correspondant à des politiques monétaires et des régimes de changes différents. La première règle correspond à un régime de change fixe dans lequel la banque centrale cible uniquement le taux de change. La seconde est relative à un régime de flottement géré dans lequel la banque centrale cible l'inflation et la croissance économique mais qui garde un objectif sur les variations du taux de change (règle de Taylor avec un objectif de taux de change nominal). La troisième règle vise à stabiliser le taux d'augmentation des prix des biens non échangeables. La quatrième règle vise à stabiliser le taux d'accroissement de l'IPC. La dernière règle vise à stabiliser la volatilité de l'inflation et de l'output gap (règle de Taylor classique).

Les résultats des simulations indiquent que la règle de Taylor classique et celle avec un objectif de taux de change sont mieux adaptées à l'économie marocaine. En effet, ces deux règles monétaires permettent une stabilisation du cadre macroéconomique et une conduite efficace de la politique monétaire. Toutefois, la règle de Taylor avec un objectif de taux de change confère une meilleure stabilité au taux de change. Ainsi, sur la base de ces résultats empiriques, il semble opportun pour les autorités monétaires marocaines de conduire cette règle dans le cadre d'un régime de change intermédiaire, comme une phase préliminaire, avant la transition vers un régime de flottement pur.

Sommaire

Avant-propos (N°1 des Cahiers de la Recherche)	5
Investissements directs étrangers et croissance économique au Maroc : La diversité des impacts selon le pays d'origine 1982 à 2010 <i>Mohamed AZEROUAL</i>	7
Politique Budgetaire et Cycles Economiques au Maroc. <i>Hicham BADDI</i>	33
Infrastructures et Croissance au Maroc : d'une analyse nationale vers une analyse regionale <i>Mlle Hajar BENABDESSELAM</i>	51
Mise en perspectives de la politique budgétaire marocaine et bases d'analyse de son orientation <i>Douira Tarik</i>	75
Mesure de la productivité totale des facteurs dans le secteur agricole Marocain: étude sur un panel de pays méditerranéens (1990-2008) <i>Ali DOUMI</i>	101
Les déterminants de la demande touristique internationale - Le Cas du Maroc - <i>Younesse EL MENYARI</i> <i>Pr. Mohamed BOUZAHZAH</i>	115
Potentiel de diversification et efficience des indices boursiers en finance islamique <i>Abdelbari EL KHAMLICHI</i>	133

EVALUATION DE LA CONCURRENCE BANCAIRE AU MAROC : APPLICATION DU MODELE DE PANZAR ET ROSSE <i>Hakam Afifa, Filuli Adib Fatine, Firano Zakaria</i>	149
La contrainte des règles d'origine dans le cas de l'accord préférentiel avec l'UE <i>HASNAOUI Rachid</i>	167
<u>Papier en vue de publication :</u>	
La solidité des banques : Un pilier de stabilité du système financier marocain ? <i>Mohamed Amine ISSAMI</i>	187
Analyse de la transmission des chocs de politique budgétaire au Maroc <i>Kamal LAHLOU</i>	209
QU'EN EST-IL DE L'ACTION DE LA PARITE DU DIRHAM FACE A L'EURO SUR L'EVOLUTION DE LA TENDANCE FONDAMENTALE DES PRIX AU MAROC ? <i>Moncef LATMANI</i>	225
La modélisation DSGE : fondements théoriques et application à la conduite de la politique monétaire : cas du Maroc <i>Anas MOSSADAK</i>	245
Poids et impact de l'économie informelle au maroc et dans quatre autres pays (algerie, egypte, tunisie et turquie). <i>NAHHAL Benaissa</i>	271
Les effets de l'ouverture commerciale sur l'emploi: cas du secteur manufacturier au Maroc <i>Oumansour Nor-eddine</i>	287
APPROCHE BAYESIENNE D'ESTIMATION DU PASS-THROUGH DU TAUX DE CHANGE AUX PRIX <i>Ragbi AZIZ</i>	305

Sciences de Gestion

DEVELOPPEMENT ET VALIDATION D'UN INSTRUMENT DE MESURE
POUR LA CONFIANCE ELECTRONIQUE

Ilham EL HARAOUI & Mohamed BOUSSETTA.....321

Evaluation de l'efficience des réseaux
bancaires par l'approche « Stochastic Frontier Analysis »

EL HADDAD Mohamed Yassine.....339

Modèle dynamique stochastique
d'équilibre général avec frictions financières : Cas du Maroc
Modèle macroéconomique pour la stabilité financière

M. Firano Zakaria.....369

SOUTENANCES:

Résumé non technique de la thèse intitulée

« *Stabilité financière et évaluation de la résilience du système financier marocain* »

Sous la direction du :

Pr. ABOUCH MOHAMED

Pr. ABDERASSOUL LEHADIRI

Pr. MOHAMED BOUSSETTA,

Pr. MOHAMMED EL HADDAD

Pr. SAAD BENBACHIR

Pr. MOHAMMED KHARISS391

Résumé de la thèse sur «Le ciblage de l'inflation et flexibilisation du régime de
change au Maroc »

Aziz Ragbi395



طوب بريس

العنوان: رقم 22، زنقة كلكوتة، المحيط، الرباط
الهاتف: 05 37 73 31 21 (+212) - الفاكس: 05 37 26 39 28 (+212)
الموقع الإلكتروني: www.toppres.ma
البريد الإلكتروني: toppress2@gmail.com