

INÉGALITÉS ET DYNAMIQUES DU MARCHÉ DU TRAVAIL

Sous la direction de :
Idriss EL ABBASSI - Said TOUNSI - Hicham BADDI





INÉGALITÉS ET DYNAMIQUES DU MARCHÉ DU TRAVAIL

Sous la direction de :

Idriss EL ABBASSI - Said TOUNSI - Hicham BADDI

INÉGALITÉS ET DYNAMIQUES DU MARCHÉ DU TRAVAIL

© 2025 by Laboratoire d'Économie Appliquée. All rights reserved. No part of this work may be reproduced, stored in a retrieval system, or transmitted in any form or by any means, mechanical, electronic, photocopying, recording, or otherwise, without the prior written permission of the publisher.

Contact :

Laboratoire d'Économie Appliquée

Laboratoire d'Économie Appliquée, Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales-Agdal, Université Mohammed V de Rabat-Maroc.

Website : www.fsjes.academia.edu/LaboratoireEconomieAppliquee

Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales Agdal.

Avenue des Nations-Unies, B.P. 721 Agdal - Rabat - MAROC

Website : <https://fsjes-agdal.um5.ac.ma>

ISBN : 978-9920-23-560-0

Dépôt Légal : 2025MO2420

Conception et mise en page :

SAHEL Wissal; NAMRI Taha; SAOU Mohamed

SOMMAIRE

CHAPITRE INTRODUCTIF	15
EMPLOI EN MUTATION : DYNAMIQUES, DÉFIS ET PERSPECTIVES	15
PARTIE 1 : INÉGALITÉS GENDORIELLES	49
1 Analyse transversale des déterminants des inégalités gendorielles chez les jeunes sur le marché du travail au Maroc	49
2 Développement économique et emploi des jeunes femmes au Maroc : Évidences en séries chronologiques sur l'hypothèse de la relation en forme de U	67
3 Inégalité de genre sur le marché du travail des jeunes au Maroc : Simulation des coûts économiques avec le modèle ARDL	87
PARTIE 2 : DISPARITÉS SALARIALES	109
4 Déterminants des écarts de rémunération et de participation entre hommes et femmes sur le marché du travail au Maroc	109
5 Informalité et inégalité salariale dans le marché du travail	159
PARTIE 3 : POTENTIEL DE CRÉATION D'EMPLOI – ANALYSE SECTORIELLE	205
6 Disparités régionales et création d'emploi sectoriel au Maroc : simulation à l'aide d'un MEGC régional dynamique	205

7	L'inégalité de création d'emplois à l'ère du numérique : Dynamiques sectorielles et impact technologique	223
8	Évaluation d'impact de la propriété étrangère sur l'emploi au Maroc : une analyse par la méthode PSM	245
	PARTIE 4 : POLITIQUES PUBLIQUES ET EMPLOI	267
9	Impact des politiques publiques sur le marché du travail régional et le bien-être au Maroc	267
10	Évaluation d'impact du programme actif d'emploi « Idmaj » sur la durée du chômage au Maroc : une analyse économétrique par les modèles de survie	291

Liste des auteurs

Fatiha AGUENY, Laboratoire d'Économie Appliquée (LEA), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES) Agdal, Université Mohammed V de Rabat.

Said AIT FARAJI, Laboratoire Genre, Économie, Actuariat, Statistiques, Démographie et Développement Durable (GEAS3D), Institut National de Statistique et d'Économie Appliquée (INSEA).

Fatima AZDAGAZ, Laboratoire des Sciences Économiques et Politiques et Perspectives (LSEPP), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FEG), Université Ibn Tofail de Kénitra.

Hicham BADDI, Laboratoire d'Économie Appliquée (LEA), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES) Salé, Université Mohammed V de Rabat.

Zaynab BENABDALLAH, Laboratoire d'Économie Appliquée (LEA), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES) Agdal, Université Mohammed V de Rabat.

Karim BENJLAIL, Laboratoire d'Économie Appliquée (LEA), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES) Agdal, Université Mohammed V de Rabat.

Mohammed-Ali BOUGZIME, Laboratoire de Recherche en Économie Sociale et Solidaire, Gouvernance et Développement (LARESSGD), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES) Marrakech, Université Cadi Ayyad de Marrakech.

Roquia CHERKAoui, Laboratoire de Recherche en Économie Sociale et Solidaire, Gouvernance et Développement (LARESSGD), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES) Marrakech, Université Cadi Ayyad de Marrakech.

Idriss EL ABBASSI, Laboratoire d'Économie Appliquée (LEA), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES) Agdal, Université Mohammed V de Rabat.

Zakaria EL FAIZ, Laboratoire d'Économie Appliquée (LEA), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES) Agdal, Université Mohammed V de Rabat.

Rachid EL MATAoui, Laboratoire d'Économie Appliquée (LEA), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES) Agdal, Université Mohammed V de Rabat.

Aomar IBOURK, Laboratoire de Recherche en Économie Sociale et Solidaire, Gouvernance et Développement (LARESSGD), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES) Marrakech, Université Cadi Ayyad de Marrakech.

Jaouad LAAMIRE, Laboratoire de Recherche en Économie Théorique et Appliquée (LARETA), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FEG), Université Hassan 1er de Settat.

Mariem LIOUAEDDINE, Laboratoire des Sciences Économiques et Politiques et Perspectives (LSEPP), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FEG), Université Ibn Tofail de Kénitra.

Fahd MANSOURI, E2S, Université de Pau et des Pays de l'Adour (UPPA), CNRS, TREE, Bayonne France.

Charaf-Eddine MOUSSIR, Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES) Souissi, Université Mohammed V de Rabat.

Taha NAMRI, Laboratoire d'Économie Appliquée (LEA), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES) Agdal, Université Mohammed V de Rabat.

Aziz RAGBI, Laboratoire d'Économie Appliquée (LEA), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES) Agdal, Université Mohammed V de Rabat.

Ayoub SAADI, Laboratoire des Sciences Économiques et Politiques et Perspectives (LSEPP), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FEG), Université Ibn Tofail de Kénitra.

Mohamed SAOU, Laboratoire d'Économie Appliquée (LEA), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES) Agdal, Université Mohammed V de Rabat.

Said TOUNSI, Laboratoire d'Économie Appliquée (LEA), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES) Agdal, Université Mohammed V de Rabat.

Omar ZIRARI, Laboratoire de Recherche en Économie Théorique et Appliquée (LARETA), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FEG), Université Hassan 1er de Settat.

Nouzha ZAOUJAL, Institut National de Statistique et d'Économie Appliquée (INSEA).

Sara ZOUIRI, Laboratoire d'Économie Appliquée (LEA), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES) Agdal, Université Mohammed V de Rabat.

Liste des Abréviations

ACM	Analyse des Correspondances Multiples
ADF	Augmented Dickey–Fuller test
ANAPEC	Agence Nationale de Promotion de l’Emploi et des Compétences
ARDL	Autoregressive Distributed Lag
ARIMA	Autoregressive Integrated Moving Average
ATE	Average Treatment Effect
ATT	Average Treatment Effects on Treated
BTP	Bâtiment et Travaux Publics
CERED	Centre d’Etudes et de Recherches Démographiques
CES	Constant Elasticity of Substitution
CESE	Conseil Economique Social et Environnemental
CNUCED	Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement
COVID-19	Coronavirus Disease 2019
DEA	Data Envelopment Analysis
DH	Dirham
EDS	Enquête Démographique et de Santé
EMN	Entreprises Multinationales
ENDCM	École Notre-Dame Céroux-Mousty
ENE	Enquête Nationale sur l’Emploi
ENNVM	Enquête Nationale sur les Niveaux de Vie des Ménages
FBCF	Formation Brute du Capital Fixe
GGGR	Global Gender Gap Report
HCP	Haut-Commissariat au Plan
HR	Hasard Ratio
IDE	Investissement Direct Etranger
IFR	Fédération Internationale de Robotique
ILO	International Labour Organization
INE	Instance Nationale d’Evaluation
IPCC	Intergovernmental Panel on Climate Change
IR	Impôt sur le Revenu
OCDE	Organisation de Coopération et de Développement Economiques
LM	Lagrange Multiplier

MCO	Moindres Carrés Ordinaires
MCS	Matrice de Comptabilité Sociale
MEGC	Modèle d'Equilibre Général Calculable
MENA	Middle East and North Africa
NEET	“Not in Education, Employment, or Training”
OB	Oaxaca-Blinder
ODD	Objectifs de Développement Durable
OIT	Organisation Internationale du Travail
OMC	Organisation Mondiale du Commerce
ONDH	Observatoire National du Développement Humain
PEP	Partnership for Economic Policy
PIB	Produit Intérieur Brut
PSM	Propensity Score Matching
PTF	Productivité Totale des Facteurs
R&D	Recherche et Développement
RGPH	Recensement Général de la Population et de l'Habitat
SIC	Système d'Information Géographique
TCEI	Tableau des Comptes Economiques Intégrés
TCR	Théories de la Croissance Régionale
TRE	Tableau des Ressources et des Emplois
TVA	Taxe sur la Valeur Ajoutée
USD	United States Dollar
WBES	World Bank Enterprise Surveys

PRÉFACE

L'analyse des inégalités et des dynamiques du marché du travail constitue un enjeu crucial pour les sociétés contemporaines, particulièrement dans un contexte où les mutations économiques, sociales et technologiques redéfinissent les équilibres du travail et de la répartition des richesses. Cet ouvrage, intitulé *Inégalités et dynamiques du marché du travail*, explore ces transformations en mettant en lumière des dimensions essentielles : les disparités salariales, les inégalités régionales, les inégalités de genre et les spécificités d'un pays en développement comme le Maroc.

La question des inégalités salariales est au cœur des débats économiques. Elle interroge les mécanismes de valorisation du travail, les écarts entre secteurs formels et informels, ainsi que l'impact des évolutions technologiques et des nouvelles formes d'emploi. Dans un pays comme le Maroc, marqué par une dualité structurelle du marché du travail, ces inégalités se conjuguent souvent avec une faible mobilité sociale, renforçant les fractures socio-économiques.

Les inégalités de genre demeurent une préoccupation majeure pour les décideurs en politique économique. Parmi les multiples dimensions de cette problématique, l'attention se porte particulièrement sur les obstacles entravant l'accès des femmes aux opportunités économiques, limitant ainsi leur contribution au dynamisme de la croissance. Sur le marché du travail, les jeunes femmes rencontrent davantage de difficultés que leurs homologues masculins pour intégrer des emplois stables et bien rémunérés. Elles sont plus souvent cantonnées à des professions moins valorisées, caractérisées par des conditions de travail précaires et une rémunération inférieure. Ces disparités ne se limitent pas à restreindre l'épanouissement professionnel et l'autonomie financière des jeunes femmes ; elles engendrent également des coûts économiques et sociaux significatifs, compromettant le potentiel de développement des économies en transition et en développement.

En outre, l'examen des inégalités à l'échelle régionale révèle d'importantes disparités territoriales. Les différences significatives en matière d'accès à l'emploi, de niveaux de rémunération et d'opportunités économiques entre les espaces urbains et ruraux contribuent à accentuer des déséquilibres structurels susceptibles de freiner un développement économique équilibré à l'échelle nationale. Dès lors, une compréhension approfondie de ces dynamiques régionales s'impose afin d'élaborer des politiques publiques mieux adaptées aux spécificités locales, notamment dans un contexte de décentralisation croissante visant à renforcer l'autonomie des territoires.

En s'appuyant sur des études empiriques, des modèles théoriques et des données récentes, cet ouvrage ne se limite pas à dresser un état des lieux. Il propose également une réflexion approfondie sur les leviers d'action pour réduire ces inégalités. La spécificité du Maroc, en tant qu'économie émergente confrontée à des défis globaux tels que la mondialisation, la transition écologique et les aspira-

tions croissantes de sa jeunesse, offre un prisme particulièrement pertinent pour analyser ces enjeux. Nous tenons à remercier les auteurs qui ont apporté leur expertise à cette réflexion collective. Leurs contributions, ancrées dans une diversité de perspectives et d'approches, enrichissent notre compréhension des dynamiques du marché du travail, non seulement au Maroc, mais également dans d'autres contextes comparables.

Nous remercions également tous ceux qui ont contribué à l'élaboration de cet ouvrage en particulier, Mohamed SAOU, Taha NAMRI et Wissal SAHEL, doctorants au sein du Laboratoire d'Économie Appliquée.

Nous formulons le souhait que cet ouvrage stimule la réflexion, non seulement auprès des chercheurs et étudiants, mais également auprès des décideurs publics et acteurs de la société civile. Comprendre et agir sur les inégalités salariales, régionales et socioéconomiques constitue une priorité pour bâtir un marché du travail plus équitable et inclusif, au Maroc comme ailleurs.

Pr. Idriss EL ABBASSI

Pr. Said TOUNSI

Pr. Hicham BADDI

CHAPITRE INTRODUCTIF

EMPLOI EN MUTATION : DYNAMIQUES, DÉFIS ET PERSPECTIVES

Hicham BADDI, Idriss EL ABBASSI, Said TOUNSI

Résumé

Ce travail a pour objectif d'analyser les tendances de l'emploi dans le monde et au Maroc au cours de la dernière décennie, ainsi que les défis et les perspectives qui y sont associés. Les résultats de l'analyse de la situation de l'emploi dans le monde montrent qu'elle s'est améliorée après la crise de la COVID-19 dans les pays à revenu élevé et à revenu intermédiaire inférieur, tandis que dans les pays à revenu intermédiaire de la tranche supérieure et les pays à faible revenu, elle n'a pas encore atteint son niveau d'avant-crise. Ils indiquent également une tendance haussière du taux de chômage au Maroc. Cette hausse a été plus marquée dans les zones urbaines que rurales, affectant les femmes plus que les hommes, ainsi que les jeunes âgés de 15 à 24 ans. Cette situation de l'emploi pourrait se détériorer si les pouvoirs publics n'ont pas relevée d'une manière efficace les défis de l'emploi, liés aux changements technologiques, démographiques et climatiques.

Mots-clés : Emploi-avancée technologique-changement climatique-vieillessement de la population

SHIFTING EMPLOYMENT : DYNAMICS, CHALLENGES, AND PERSPECTIVES

Abstract

This study aims to analyze employment trends worldwide and in Morocco over the past decade, as well as the associated challenges and prospects. The results of the analysis of the global employment situation show that it has improved after the COVID-19 crisis in high-income and lower-middle-income countries, while in upper-middle-income and low-income countries, it has not yet returned to its pre-crisis level. They also indicate an upward trend in the unemployment rate in Morocco. This increase has been more pronounced in urban areas than in rural ones, affecting women more than men, as well as young people aged 15 to 24. The employment situation could deteriorate further if public authorities do not effectively address employment challenges related to technological, demographic, and climate changes.

Keywords : Employment-technological advancement- climate change-population aging

Introduction

L'emploi est l'une des questions les plus débattues dans les économies, qu'elles soient développées ou en développement. Son importance tient aux effets qu'il peut avoir sur le développement économique et social d'un pays. Une diminution soutenue de l'emploi est susceptible de réduire la demande de biens et services et, par conséquent ralentir la croissance économique. Elle peut également favoriser l'accroissement des inégalités de revenu, l'exacerbation de la pauvreté et la dégradation du bien-être des individus (Cysne, 2009 ; Mocan, 1999).

Les fluctuations de la conjoncture économique ont des conséquences importantes sur l'emploi. Le ralentissement de l'activité économique amène les entreprises à réduire les effectifs de leur personnel ou à suspendre les embauches, induisant ainsi une hausse du chômage. À l'inverse, l'expansion économique incite les ménages et les entreprises à augmenter leurs dépenses de consommation et d'investissement, ce qui entraîne une création de l'emploi, une réduction du chômage et une stimulation du marché du travail.

De nombreuses études empiriques se sont intéressées à évaluer la relation qui existe entre l'activité économique et l'emploi, en examinant non seulement la nature de cette relation, mais aussi en quantifiant l'intensité en emploi de la croissance économique. Les résultats de ces études révèlent que la croissance économique tend à affecter positivement l'emploi et que l'élasticité de l'emploi varie en fonction des régions, du revenu et des secteurs d'activités. Cette élasticité a tendance à être plus élevée dans les pays avancés ainsi que dans les secteurs d'activité de l'industrie et des services (Ball et al., 2019 ; Furceri et al., 2012 ; Mourre, 2006 ; Slimane, 2015).

D'autres facteurs influencent l'emploi, et certains d'entre eux peuvent même accentuer les problèmes structurels du marché du travail. L'ouverture économique est l'un de ces facteurs ayant un impact sur l'emploi, bien que les études empiriques portant sur ses effets aient des résultats mitigés. Si certains travaux ont mis en évidence les effets positifs de l'ouverture économique sur l'emploi, en particulier dans les pays en développement, d'autres ont conclu qu'elle peut accroître le chômage, les disparités salariales ainsi que l'emploi informel (Carr & Chen, 2002 ; Dutt et al., 2009 ; Felbermayr et al., 2009 ; Hasan et al., 2012).

Le progrès technologique affecte aussi de manière substantielle la dynamique du marché du travail. Il contribue à la fois à la création et à la suppression de l'emploi ainsi qu'à l'émergence de nouvelles formes de travail. En effet, il induit une hausse de l'emploi par la création de nouvelles tâches ou de nouveaux emplois, ou par le biais de la stimulation de la productivité (Hötte et al., 2023). Cette hausse de l'emploi concerne principalement les travailleurs hautement qualifiés, les emplois non routiniers et ceux dans le secteur des services (Aghion et al., 2020 ; Autor & Dorn, 2013). Il a cependant des effets destructeurs sur l'emploi, notamment pour les emplois routiniers, qui sont souvent présent dans le secteur manufacturier et

occupés par des travailleurs moyennement qualifiés (Blanas et al., 2019). Il peut également accentuer les inégalités salariales et influencer la croissance des emplois informels en la freinant ou en la favorisant (Chacaltana Janampa et al., 2024 ; J.-W. Lee & Wie, 2013).

Par ailleurs, de nombreux travaux ont souligné le rôle joué par le changement climatique dans l'explication des fluctuations de l'emploi. L'augmentation des températures, la diminution des précipitations ainsi que les phénomènes météorologiques extrêmes ont des effets négatifs sur l'emploi et la productivité du travail, variant selon le secteur d'activité économique (Feriga et al., 2024 ; IPCC, 2014). Il entraîne en outre une augmentation de la pauvreté, notamment parmi les populations les plus vulnérables et dans les zones rurales, ainsi que dans les zones les plus exposées au risque climatique. La mise en œuvre des politiques de lutte contre le changement climatique peut en revanche contribuer à la prévention des pertes d'emploi et à la création de nouveaux emplois, en particulier dans le secteur des énergies renouvelables, de l'agriculture, des transports, de la recherche et de l'innovation.

En outre, le vieillissement de la population, le niveau de qualification de la main d'œuvre, les politiques et les programmes d'emploi mis en place par les pouvoirs publics ainsi que la réglementation du marché du travail peuvent être aussi déterminants dans l'explication de la situation de l'emploi. Une réglementation du marché du travail n'assurant pas un équilibre entre la protection des droits fondamentaux des travailleurs et le bon fonctionnement du marché du travail peut contribuer à l'accroissement du chômage, à l'augmentation de la précarité de l'emploi, à la dégradation des conditions du travail, à la croissance des disparités salariales et à la baisse de la productivité du travail.

Même si les résultats de nombreux travaux empiriques ne sont pas concluants quant aux effets de ces différents facteurs sur la situation de l'emploi dans les pays développés et en développement, les économistes s'accordent sur le fait que l'emploi dans le monde doit faire face à un ensemble de défis, dont notamment le vieillissement de la population, le développement technologique et le changement climatique. Ce chapitre a pour objectif ainsi d'analyser les tendances de l'emploi dans le monde et au Maroc au cours de la dernière décennie, ainsi que les défis et les perspectives qui y sont associés. Le choix de cette question se justifie par l'importance d'examiner l'évolution de l'emploi afin de mettre en lumière les principaux problèmes du marché du travail, d'identifier les défis majeurs auxquels il sera confronté à l'avenir, et de souligner les perspectives de l'emploi.

À cet effet, ce travail est structuré en six sections. Après une première section dédiée à l'introduction, la deuxième section mettra l'accent sur le contexte économique mondial, la troisième analysera la situation de l'emploi dans le monde. La quatrième présentera les tendances de l'emploi au Maroc. La cinquième, mettra en lumière les défis et les perspectives de l'emploi. Enfin, la dernière section conclura le travail.

I Contexte économique mondial

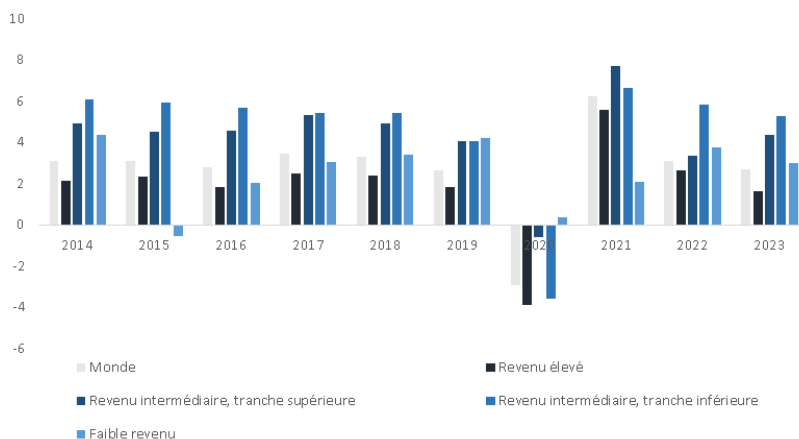
L'économie mondiale a été confrontée, au cours de la dernière décennie, à des chocs d'une grande ampleur. La crise de la pandémie COVID-19, les tensions géopolitiques ainsi que la hausse de l'inflation ont eu des effets significatifs sur le niveau de l'activité économique et de l'emploi, tant dans les pays développés que dans les pays en développement.

Durant la période 2014-2019, la croissance économique mondiale a atteint en moyenne 3.08%, indiquant une période de croissance stable et modérée. Cependant, en 2020, elle s'est élevée à -2.93%, en raison des chocs provoqués par la pandémie Covid-19. En 2021, la tendance s'est inversée et la croissance économique s'est établie à 6.26%, reflétant les effets des mesures de relance prises par les pouvoirs publics pour atténuer les impacts négatifs de la pandémie. Cette tendance à la hausse s'est retournée entre 2022 et 2023, et la croissance économique s'est ralentie pour atteindre 2.9%, suite aux perturbations de la chaîne d'approvisionnement, aux tensions géopolitiques et à la hausse des prix, notamment des denrées alimentaires, de l'énergie et des services (figure 1).

Par ailleurs, l'analyse de l'évolution de la croissance économique selon les niveaux de revenu révèle des dynamiques différentes entre les pays à revenu élevé, intermédiaire et faible. Entre 2014 et 2019, les pays à revenu intermédiaire de la tranche supérieure et inférieure ont réalisé des taux de croissance économique élevés, atteignant respectivement 4.74% et 5.45%. Tandis que ceux à revenu élevé et faible ont enregistré des taux faibles, s'établissant respectivement à 2.17% et 2.75%. La hausse des taux de croissance économique dans les pays à revenu intermédiaire résulte d'un ensemble de facteurs, notamment de l'évolution de leurs processus de transformation structurelle, de l'accès aux technologies et de l'expansion de leurs marchés intérieurs.

Durant la période après la crise de la pandémie Covid-19, en particulier 2022-2023, une baisse de la croissance économique a été observée à la fois dans les pays à revenu élevé et dans ceux à revenu intermédiaire de la tranche supérieure, où leurs taux de croissance économique ont atteint respectivement 2.14% et 3.85%. Cela correspond à une baisse de 0.02 et 0.88 point par rapport à ceux constatés durant la période 2014-2019. Pour les pays à revenu intermédiaire de la tranche inférieure et ceux à faible revenu, les taux de croissance économique ont augmenté respectivement de 0,11 % et 0,62 %, atteignant 5.56 % et 3.37 % (figure 1).

FIGURE 1 – Évolution du taux de croissance économique mondial par catégorie de revenu

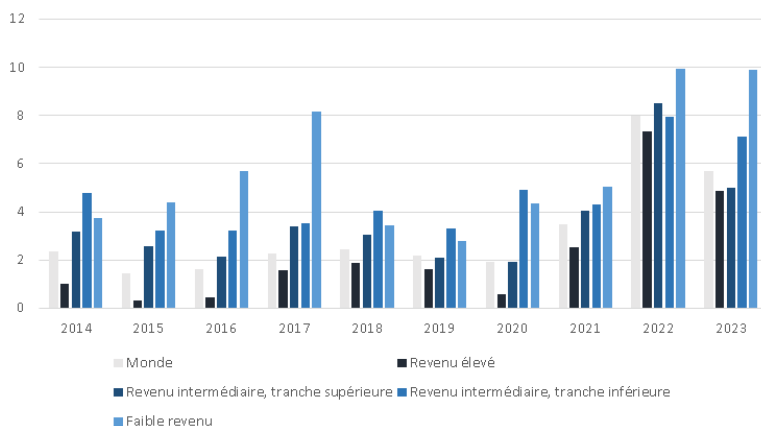


Source : Calcul des auteurs sur la base des données de la banque mondiale

L'analyse de la dynamique de la croissance économique mondiale durant la dernière décennie, en excluant les années 2020 et 2021, en raison du choc du COVID-19, indique que le taux de croissance économique s'est établi en moyenne à 3.03%. Ce niveau de croissance économique demeure moyen et ne garantira pas une évolution plus rapide de l'emploi et, en conséquent, une diminution significative du chômage.

Ce même constat a été observé dans les pays à revenu élevé et les pays à faible revenu. Tandis que dans les pays à revenu intermédiaire de la tranche supérieure et inférieure, le taux de croissance économique est relativement élevé, atteignant respectivement en moyenne 4.5% et 5.48%, ce qui contribuera à générer plus d'emploi.

Pendant la période post-pandémie de COVID-19, la dynamique des prix de biens et services a aussi subi des changements considérables en raison d'un ensemble de facteurs économiques et géopolitiques. La forte hausse de la demande mondiale de biens et services, les perturbations de la chaîne mondiale d'approvisionnement, les politiques budgétaires et monétaires expansionnistes mises en place pendant la période de la pandémie ainsi que la guerre russo-ukrainienne ont entraîné une hausse du taux d'inflation dans le monde, atteignant en moyenne 5.71% durant la période 2021-2023, soit une augmentation de 3.5 points par rapport à la période 2014-2019. Cette hausse des prix a été observée dans les pays à revenu élevé, faible et intermédiaire de la tranche supérieure et inférieure où les taux d'inflation ont été en moyenne de 4.92%, 8.29%, 5.85% et 6.45% entre 2021 et 2023, soit une hausse respective de 3.3%, 5.48%, 3.75% et 3.13% (figure 2).

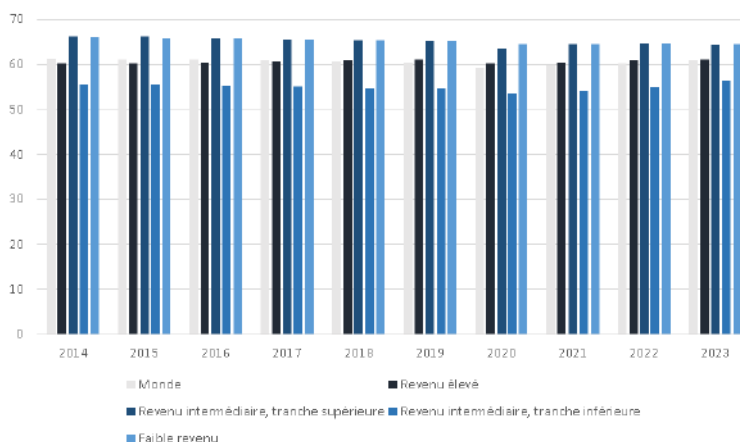
FIGURE 2 – Évolution de l'inflation mondiale par catégorie de revenu

Source : Calcul des auteurs sur la base des données de la banque mondiale

Dans ce contexte marqué par la montée de l'inflation, les banques centrales ont mis en œuvre des politiques monétaires restrictives visant à ralentir la hausse des prix. Cette réaction de politique monétaire, combiné à d'autres facteurs tels que le durcissement de la politique budgétaire, la baisse du pouvoir d'achat des ménages due à l'inflation, l'augmentation des coûts de production pour les entreprises ainsi que l'accroissement des incertitudes liées à l'inflation, ont eu des effets divers sur la consommation, l'investissement et la croissance économique, impactant ainsi le marché du travail dans de nombreux pays.

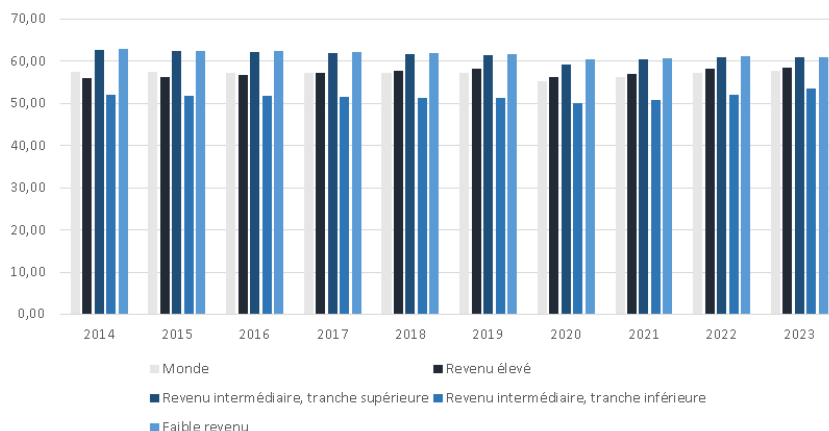
II Analyse de la situation de l'emploi dans le monde

La conjoncture économique après la crise de la pandémie Covid-19 a entraîné des évolutions contrastées dans la situation de l'emploi mondial. Dans le monde, le taux d'activité a enregistré une faible diminution, passant de 60.9% durant la période 2014-2019 à 60.33% entre 2021 et 2023, soit une baisse de 0.57 point, indiquant ainsi le départ de certaines personnes du marché du travail. Dans les pays à revenu faible ainsi que dans les pays à revenu intermédiaire supérieur, cette diminution a atteint respectivement 1.02% et 1.28%. En revanche, dans les pays à revenu élevé et dans les pays à revenu intermédiaire inférieur, ce taux a augmenté, atteignant respectivement 60.82% et 55,15% entre 2021 et 2023 contre 60,56% et 55.11% entre 2014 et 2019 (figure 3).

FIGURE 3 – Taux d'activité mondial par catégorie de revenu


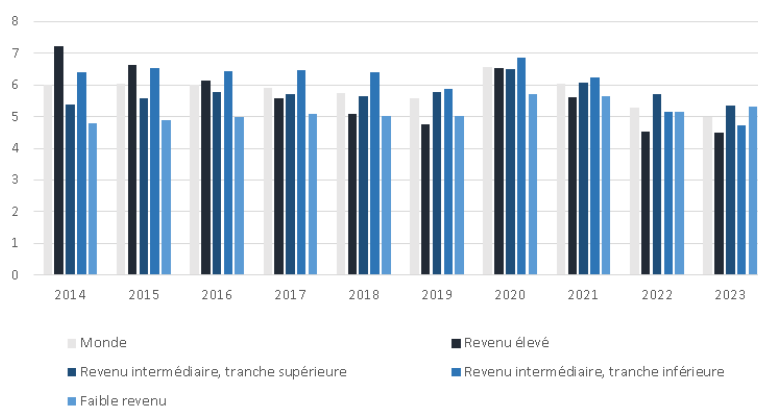
Source : Calcul des auteurs sur la base des données de la banque mondiale

L'évolution du taux d'emploi a révélé également des tendances variées selon les économies. Il a atteint dans le monde 57.02 % au cours de la période 2021-2023, marquant une légère baisse par rapport à la période 2014-2019, où il s'élevait en moyenne à 57.32 %. Cette tendance baissière a été observée aussi dans les pays à revenu intermédiaire de la tranche supérieure et dans les pays à revenu faible où les taux d'emploi ont évolué en moyenne respectivement de 62.05% et 62.27% à 60.77% et 60.87%. Cependant, dans les pays à revenu élevé et dans les pays à revenu intermédiaire de la tranche inférieure, les taux d'emploi ont respectivement augmenté de 0.86% et 0.55%, passant de 56.99% et 51.62% entre 2014 et 2019 à 57.85% et 52.16% durant la période 2021-2023 (figure 4).

FIGURE 4 – Taux d'emploi mondial par catégorie de revenu

Source : Calcul des auteurs sur la base des données de la banque mondiale

L'évolution positive du taux d'emploi dans certaines économies mondiales s'est traduite par une baisse du taux de chômage. Dans le monde, ce taux a connu en moyenne une baisse de 0.45 point de pourcentage, passant de 5.88% durant la période 2014-2019 à 5.43% entre 2021 et 2023. Cette diminution a été particulièrement marquée dans les pays à revenu élevé ainsi que dans les pays à revenu intermédiaire de la tranche inférieure. En revanche, dans les pays à revenu intermédiaire de la tranche supérieure et dans les pays à revenu faible, ce taux a augmenté légèrement, respectivement de 0.08% et 0.41%, s'établissant à 5.72% et 5.35%(figure 5).

FIGURE 5 – Taux de chômage mondial par catégorie de revenu

Source : Calcul des auteurs sur la base des données de la banque mondiale

Bien que la dynamique du marché du travail se soit améliorée dans les pays à revenu élevé et à revenu intermédiaire inférieur, dans d'autres économies, notam-

ment celles à faible revenu et celles à revenu intermédiaire supérieur, les niveaux d'emploi et d'activité n'ont pas encore retrouvé ceux d'avant la crise de la Covid-19. Cette situation peut être attribuée en partie au ralentissement de l'activité économique, à l'augmentation de l'inflation, à la hausse des coûts de l'emprunt, à l'accroissement de la dette publique ainsi qu'à d'autres facteurs liés au marché du travail dans ces pays.

Même si la situation de l'emploi s'est redressée dans certaines économies après la crise de la pandémie Covid-19, plusieurs problèmes persistent sur le marché du travail. L'un de ces problèmes est la faible croissance de l'emploi. L'analyse de l'évolution de cette croissance indique qu'elle est positive, bien que faible et même négative dans certaines économies, tout en étant inférieure à la croissance économique. Dans le monde, l'emploi a augmenté en moyenne de 1.29% entre 2014 et 2019, et de 2.6% entre 2021 et 2023. Une tendance similaire a été constatée dans les pays à revenu élevé, dans les pays à revenu intermédiaire de la tranche inférieure et dans les pays à faible revenu, où les taux de croissance de l'emploi sont passés respectivement de 1.41%, 1.67% et 2.7% entre 2014 et 2019 à 1.76%, 4.03% et 3.43% entre 2021 et 2023. Toutefois, dans les pays à revenu intermédiaire de la tranche supérieure, le taux de croissance de l'emploi est resté négatif tout au long de la dernière décennie, atteignant en moyenne -0.96%, ce qui peut être dû à un ensemble de facteurs dont notamment la transformation structurelle de ces économies et l'utilisation des technologies avancées.

En comparant le taux de croissance de l'emploi avec celui de la croissance économique, il apparaît qu'il est inférieur à la croissance économique dans toutes les économies sauf dans les pays à faible revenu, ce qui peut entraîner une hausse du chômage, un accroissement des disparités salariales et des inégalités de revenu.

Le chômage des jeunes constitue aussi un problème majeur du marché du travail¹. Même s'il a diminué dans la plupart des économies durant la période après la crise de la Covid-19, il reste élevé et atteint respectivement 13.57% dans le monde, 11.08% dans les pays à revenu élevé et 14.36% dans les pays à revenu intermédiaire inférieur entre 2021 et 2023. Tandis qu'il a augmenté dans les pays à revenu intermédiaire supérieur et dans les pays à faible revenu, s'établissant à 15.61% et 8.69%. Ce niveau élevé du chômage des jeunes peut être expliqué par plusieurs éléments liés, en particulier, au niveau faible de croissance économique, à la précarité de l'emploi et à l'inadéquation entre l'offre et la demande du travail.

Parallèlement, la part des jeunes qui ne sont ni en emploi, ni en études, ni en formation (NEET)² est élevée dans diverses économies, ce qui pose aussi un problème sur le marché du travail. Entre 2021 et 2023, cette part s'est élevée à 21.05% dans le monde, à 16.88% dans les pays à revenu intermédiaire supérieur, à 24.4% dans les pays à revenu intermédiaire supérieur et à 28.77% dans les pays à

1. Le chômage des jeunes concerne les personnes âgées de 15 à 24 ans.

2. Le terme NEET signifie "Not in Education, Employment, or Training".

faible revenu. En revanche, elle s'est établie à 10.76% dans les pays à revenu élevé. En fait, le niveau élevé de cette part est en partie attribuable à l'inefficacité du système éducatif et de formation dans de nombreux pays, à l'atonie du marché du travail et à l'inefficacité des politiques publiques.

Les disparités de genre demeurent également importantes, les taux d'emploi et d'activité des femmes sont nettement inférieurs à ceux des hommes, quel que soit le niveau de revenu des pays. Entre 2021 et 2023, les taux pour les hommes dans le monde ont atteint en moyenne 68.81% et 72.71% respectivement, tandis que ceux des femmes se sont établis à 45.31% et 48.03% respectivement, ce qui représente un écart de 23.5% et 24.68%. Cet écart est plus marqué dans les pays à revenu intermédiaire de la tranche inférieure, où il atteint respectivement 36.41% et 38.12%, alors qu'il est moins prononcé dans les pays à revenu élevé, avec des écarts de 13.56% et 13.97%. En plus, l'écart salarial entre les femmes et les hommes est significatif. Dans le monde, les femmes gagnaient en moyenne environ 20% de moins que les hommes (ILO, 2019)³. Une grande partie de cet écart est imputable à la ségrégation professionnelle par genre, à la maternité et à la faible présence des femmes dans les professions les mieux rémunérées (WHO & ILO, 2022).

L'emploi informel continue également d'être un défi pour le marché du travail, car il constitue un obstacle à l'augmentation de la productivité du travail, à la diminution des disparités salariales et à la réduction de la précarité de l'emploi. L'analyse de l'évolution de sa part dans l'emploi total durant la période 2021-2023 indique qu'elle atteint respectivement 58% dans le monde, 52% dans les pays à revenu intermédiaire supérieur et plus de 82% dans les pays à revenu intermédiaire inférieur et à revenu faible, tandis qu'elle représente seulement 13% dans les pays à revenu élevé. Ce niveau important de l'emploi informel dans certaines économies peut être attribué à un ensemble de facteurs dont notamment les barrières administratives liées à l'accès au secteur formel, la faible qualification de la main d'œuvre, le manque d'opportunités de travail dans le secteur informel, la flexibilité de l'emploi informel et le développement de l'économie de subsistance.

De plus, le taux de pauvreté parmi les travailleurs atteint un niveau élevé dans certaines économies, tandis qu'il demeure faible dans d'autres. Entre 2021 et 2023, il est respectivement de 7% dans le monde, de 0.03% dans les pays à revenu élevé, de 1.17% dans les pays à revenu intermédiaire supérieur et de 11% dans les pays à revenu intermédiaire inférieur, alors qu'il est très élevé dans les pays à revenu faible, atteignant plus que 38%. Le niveau élevé de ce taux de pauvreté révèle en évidence que l'accès à l'emploi ne garantit pas inévitablement un niveau de vie adéquat.

III Emploi au Maroc : tendances et évolutions

Le choc climatique, la crise de la pandémie Covid-19, les perturbations des chaînes d'approvisionnement, les tensions géopolitiques ainsi que la hausse des

3. Cet écart a été estimé par l'Organisation internationale du Travail sur la base des données de 70% des pays, couvrant 80 % des salariés dans le monde.

prix des matières premières sur le marché international sont autant de chocs ayant affecté l'économie marocaine durant les dernières années, entraînant une décélération de l'activité économique et de l'emploi.

Avant la crise de Covid-19, notamment entre 2014 et 2019, le taux de croissance économique au Maroc a atteint en moyenne environ 3 %. Cette dynamique modérée de l'activité économique est partiellement attribuable aux fluctuations des conditions climatiques, à l'atonie des activités non agricoles et au faible rythme d'accroissement de la consommation finale et de l'investissement. En 2020, en raison à la crise de la pandémie Covid-19, le Maroc a réalisé le taux de croissance économique le plus bas depuis 1980, atteignant -7.2 %.

L'amélioration progressive de la situation pandémique ainsi que la mise en œuvre des mesures budgétaires et monétaires visant à atténuer les effets néfastes de cette crise, ont contribué à la hausse de la croissance économique, qui s'est établi à 8% en 2021. Cette tendance haussière s'est inversée et la croissance économique a reculé d'environ 5 points en moyenne durant la période 2022-2023, en raison d'une sécheresse d'une grande ampleur et d'une conjoncture économique mondiale défavorable.

En parallèle, l'inflation a connu des évolutions contrastées au cours de la dernière décennie. Elle s'est établi à un niveau modéré, atteignant 1.07% entre 2014 et 2019, en raison en partie du repli des prix des produits alimentaires et des prix internationaux des produits pétroliers. Les mesures adoptées par les pouvoirs publics pour contenir la propagation du Covid-19 ont entraîné une baisse simultanée de l'offre et la demande, et par conséquent, une légère hausse de l'inflation de 0.5 point, passant de 0.2% en 2019 à 0.7% en 2020⁴. À partir de 2021, les fluctuations des conditions climatiques, la hausse des prix des matières premières ainsi que les perturbations des chaînes d'approvisionnement ont conduit à une hausse significative de l'inflation, atteignant respectivement 1.4% en 2021, 6.6% en 2022 et 6.1% en 2023.

Les effets d'érosion du pouvoir d'achat, en raison de la hausse de l'inflation, conjugués à d'autres facteurs tels que la sécheresse et la conjoncture économique internationale défavorable ont eu un impact sur l'activité économique et l'emploi.

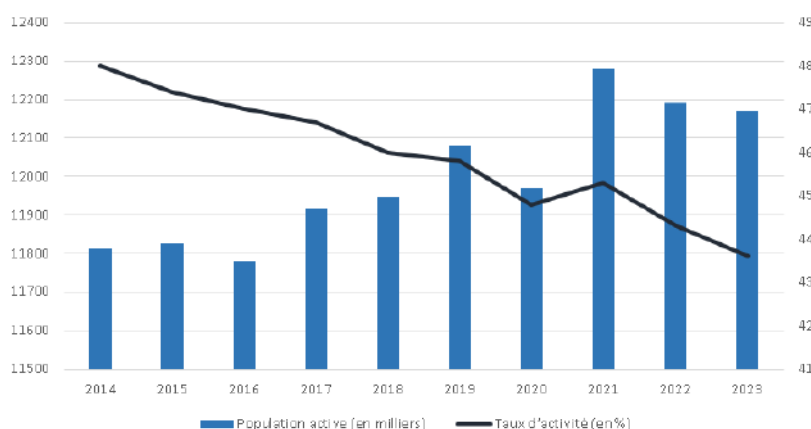
L'analyse des indicateurs du marché du travail au Maroc révèle des tendances contrastées. Au cours de la dernière décennie, le taux d'accroissement de la population active demeure faible et s'est élevé en moyenne à 0.34%, résultant d'une hausse de 2.31% dans le milieu urbain et d'une baisse de 2.31% dans les zones rurales. Par période, il a été positif, s'établissant à 0.45% entre 2014 et 2019, alors qu'il est devenu négatif après la crise du Covid-19, notamment entre 2022 et 2023, s'établissant à -0.44%. De plus, le taux de féminisation de cette population active a suivi en général une tendance baissière, passant de 27.2% en 2014 à 22.6% en 2023.

S'agissant du taux d'activité, il a montré une tendance à la baisse, passant de

4. En 2019, l'inflation a atteint 0.24%, le niveau le plus bas depuis 1968.

48% en 2014 à 43.6% en 2023, soit une baisse moyenne de 1.06%. Cette diminution a été de 0.93% entre 2014 et 2019, alors qu'elle a été plus marquée, environ 1.9%, entre 2021 et 2023. Selon le milieu de résidence, il a reculé légèrement dans le milieu urbain, passant de 42.1% en 2014 à 41.8% en 2023, soit une baisse moyenne de 0.07%, tandis que dans les zones rurales, il a diminué de 2.07%, passant de 57.2% en 2014 à 47,3% en 2023. Cette baisse a toutefois été plus prononcée entre 2021 et 2023, atteignant respectivement environ 0.6% et 3.6%(figure 6).

FIGURE 6 – Évolution de la population active et du taux d'activité



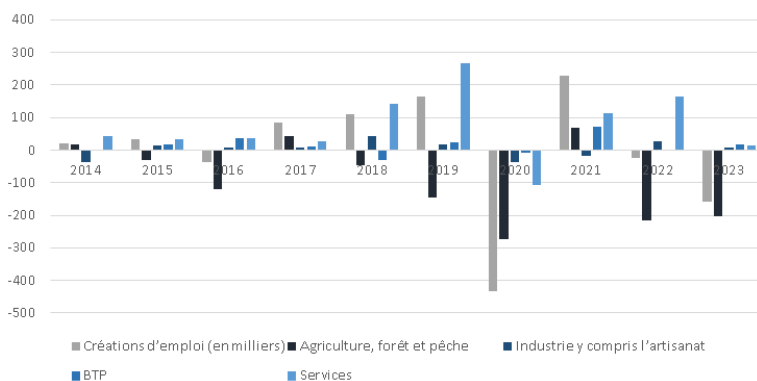
Source : Calcul des auteurs sur la base des données du HCP.

En tenant compte du genre et de l'âge, le taux d'activité des hommes a été plus important, s'élevant à 71% entre 2014 et 2023, par rapport à celui des femmes, qui s'est établi à 22%. Par tranche d'âge, il a été plus faible pour les jeunes de 15 à 24 ans, atteignant 26.3%, tandis qu'il s'est établi à environ 60% pour la tranche de 34 à 25 ans et de 35 à 44 ans, et à 42% pour celle de 45 ans et plus. Ce niveau faible du taux d'activité des femmes s'explique par plusieurs facteurs, notamment les conditions économiques et sociales défavorables des familles, le niveau d'éducation, le refus conjugal ou parental, les difficultés à concilier entre travail et vie familiale ainsi que les normes culturelles et sociales. En outre, la participation faible des jeunes de 15 à 24 ans au marché du travail est attribuée au prolongement de la scolarité, au manque d'expériences professionnelle, d'opportunité sur le marché du travail et de politiques d'emplois adaptés aux besoins du marché.

Dans le même sillage, l'analyse de l'évolution de la création d'emplois indique que l'économie marocaine ne parvient pas à générer davantage d'emplois. Entre 2014 et 2019, le nombre d'emploi créé s'est élevé en moyenne à 63167, dont 86167 au milieu urbain et -23000 dans les zones rurales. Après la crise de la Covid-19, notamment entre 2022 et 2023, ce nombre a été négatif, s'établissant à -90500, indiquant une destruction nette d'emplois, qui a été plus marquée au milieu rural (-18600) que dans les villes (95500).

La destruction nette d'emplois au Maroc est plus prononcée dans le secteur agricole que dans les autres secteurs d'activité. Entre 2014 et 2019, le secteur agricole a enregistré une destruction de 47500 emplois. Quant aux autres secteurs, ils ont connu une création d'emploi, s'élevant respectivement à 9000 emplois dans le secteur industriel, 9833 dans le secteur des BTP et 91167 dans le secteur des services. Cependant, la sécheresse que le Maroc a connue entre 2022 et 2023 a entraîné une destruction importante d'emploi dans le secteur agricole, qui a atteint 208500 emplois.

FIGURE 7 – Création d'emplois : Totale et sectorielle

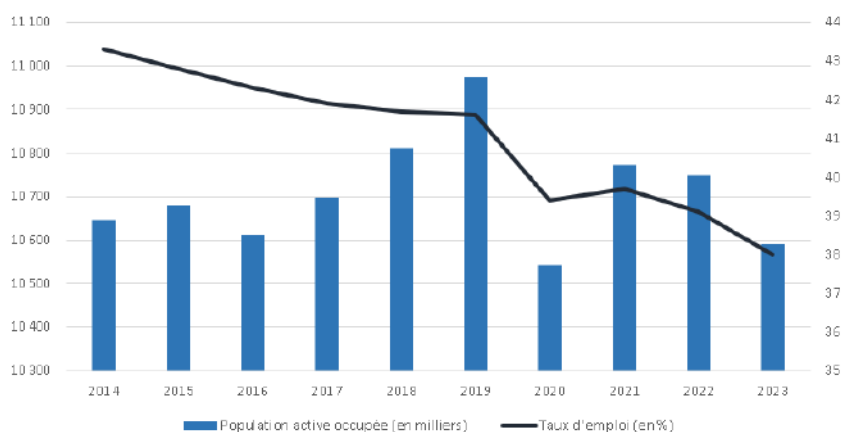


Source : Calcul des auteurs sur la base des données du HCP

Pour les autres secteurs le nombre d'emplois créés demeure en dessous du niveau d'avant la crise du Covid-19, s'établissant à 17500 dans le secteur industriel, 9000 dans les BTP et 89500 dans le secteur des services (figure 7).

La faible capacité de création d'emplois au Maroc est en partie liée aux mauvaises conditions climatiques. Lors des périodes de sécheresse, le secteur agricole perd un nombre important d'emploi, ce qui aura par la suite un impact sur le total des emplois créés.

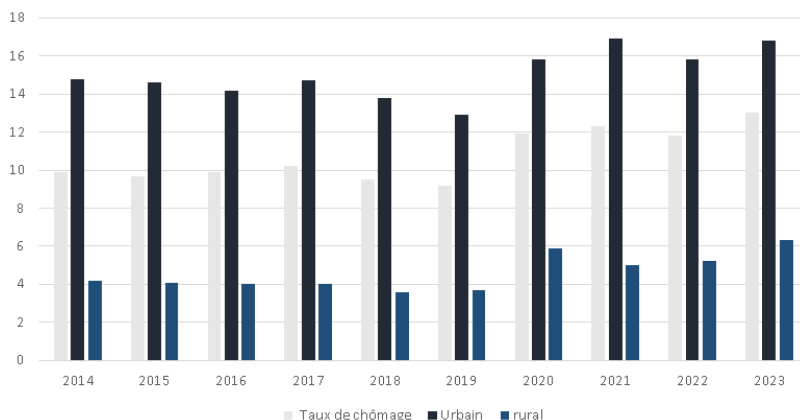
De plus, le rythme d'accroissement de la population active occupée demeure faible, reflétant la faible capacité de création d'emplois. Avant la crise de Covid-19, elle s'est accrue en moyenne de 0.61%, alors qu'elle a diminué de 0.84% entre 2022 et 2023, en raison d'une hausse de 1.53% dans les zones urbaines et d'une baisse de 4.2% en milieu rural. Cette croissance atone des actifs occupés a entraîné une diminution du taux d'emploi, qui suit une tendance à la baisse, passant de 43,3% en 2014 à 38% en 2023. Il a atteint en moyenne 42.3% entre 2014 et 2019, se répartissant à 36.2% en milieu urbain et 52.4% en milieu rural. Entre 2022 et 2023, il s'est établi à 38.6%, avec 35.1% en milieu urbain et 45.4% dans les zones rurales (figure 8).

FIGURE 8 – Évolution de la population active occupée et du taux d'emploi

Source : Calcul des auteurs sur la base des données du HCP.

Étant donné que le taux d'accroissement de la population active occupée reste faible, la population en chômage a progressé en moyenne de 3.9% durant la dernière décennie, passant de 1.167 millions de chômeurs en 2014 à 1.58 millions en 2023. Le taux de croissance de cette population a été plus important sur la période 2021-2023, s'élevant à 3.6%, alors qu'il a atteint -1% entre 2014 et 2019.

De même, le taux de chômage a connu une tendance à la hausse, atteignant 9.7% entre 2014 et 2019 et s'établissant à 12.4% après la crise du Covid-19, soit une augmentation de 2.6%. Cette progression ascendante a été marquée tant dans les zones urbaines qu'en milieu rural. Ainsi, dans les zones urbaines, il a augmenté de 2.3%, passant de 14.2% entre 2014 et 2019 à 16.5% entre 2021 et 2023. De même, en milieu rural, il est passé de 3.9% entre 2014 et 2019 à 5.5% entre 2021 et 2023 (figure 9).

FIGURE 9 – Taux de chômage : total, urbain et rural


Source : Calcul des auteurs sur la base des données du HCP

D'autre part, le taux de chômage des femmes est plus important que celui des hommes et a connu une hausse plus importante après la crise du Covid-19. Entre 2021 et 2023, le taux de chômage des hommes s'est établi à 10.9%, ce qui représente une hausse de 2,2% par rapport à son niveau avant la crise. Quant à celui des femmes, il a augmenté de 4.6%, passant de 12.9% avant la crise à 17.4% après celle-ci.

Par ailleurs, l'analyse de l'évolution du taux de chômage par tranche d'âge montre qu'il est plus élevé pour les jeunes de 15 à 24 ans, atteignant 33.4% entre 2021 et 2023, marquant une hausse considérable de 9.5 points de pourcentage par rapport à la période 2014-2019. Elle indique également qu'il est important pour les jeunes de 25 à 34 ans, s'élevant à 19.8% entre 2021 et 2023, contre 14.7% entre 2014 et 2019. Il demeure, toutefois, faible pour les tranches d'âge 33-44 ans et 45 ans et plus.

Selon le diplôme, le taux chômage est plus marqué chez les diplômés, s'établissant à 19.3% entre 2021 et 2023, contre 17.1% entre 2014 et 2019. Cette situation s'explique en partie par l'inadéquation entre les compétences des diplômés et les demandes du marché du travail. En revanche, il est faible pour les non diplômés, passant de 3.8% durant la période 2014-2019 à 4.6% entre 2021 et 2023.

De cette analyse, il ressort que le marché du travail au Maroc est confronté à de nombreux problèmes. L'un de ces problèmes est la faible capacité de création d'emplois. Au cours de cette dernière décennie, le taux de croissance économique a constamment surpassé celui de la croissance de l'emploi, révélant ainsi une incapacité de l'économie marocaine à générer un nombre suffisant d'emplois. Entre 2014 et 2023, le nombre des emplois créés n'a pas excédé 230000, un niveau record atteint en 2021. Cependant, à l'exception de certaines périodes où ce nombre a varié entre 21000 en 2014 et 165000 en 2019, il est resté négatif, s'établissant

respectivement à -37000 en 2016, -432000 en 2020, -24000 en 2022 et à -157000 en 2023. Cette destruction d'emploi est en partie attribuable aux mauvaises conditions climatiques. Durant les périodes où le Maroc a été confronté à la sécheresse, le secteur agricole a enregistré une perte importante d'emploi, ce qui s'est traduit par une diminution des emplois créés dans l'économie. La faible performance d'autres secteurs d'activité en termes de création d'emplois, notamment celle du secteur industriel, peut expliquer aussi cette capacité limitée de création d'emplois.

Cette faible capacité de création d'emplois contribue à la persistance du chômage, qui constitue un problème majeur du marché du travail au Maroc. Au cours de cette dernière décennie, le taux de chômage a oscillé entre un plancher de 9.2% en 2019 et un pic de 13% en 2023, malgré les politiques et les programmes d'emplois mis en œuvre par les pouvoirs publics. De plus, il a été très élevé chez les jeunes de 15 à 24 ans, atteignant en moyenne un niveau de 33.4% entre 2021 et 2023, après avoir été de 23.9% entre 2014 et 2019.

En outre, la part des jeunes qui ne sont ni en emploi, ni en études, ni en formation (NEET) demeure plus élevée, comparée aux pays à revenu intermédiaire. Elle s'élevait à 25.2% en 2022, représentant 1.502 millions d'individus, contre 27.9% en 2015. Selon le genre, elle a atteint 13.6% pour les hommes et 38.8% pour les femmes en 2022.

Cette part élevée peut en partie s'expliquer par des conditions socio-économiques défavorables ainsi que par une inadéquation entre les compétences des jeunes et les exigences du marché du travail. Cela pourrait avoir des effets négatifs sur la productivité du travail, ainsi que sur l'inclusion et l'employabilité des jeunes à l'avenir.

L'écart de chômage selon le genre représente aussi un enjeu majeur sur le marché du travail⁵. Au cours de cette dernière décennie, cet écart a augmenté de manière importante, passant de 0.7 en 2014 à 6.8 en 2023. La tendance ascendante de cet écart s'explique par divers facteurs, notamment la conjoncture économique, le niveau d'éducation, les responsabilités familiales, les normes sociales et culturelles ainsi que le manque de politiques favorisant l'emploi des femmes.

Les disparités salariales entre hommes et femmes demeurent également un problème persistant sur le marché du travail marocain. En 2019, le salaire mensuel moyen des hommes s'élevait à 3 900 DH⁶, contre 3 700 DH pour les femmes. En milieu urbain, les hommes gagnaient en moyenne 4 900 DH, tandis que les femmes percevaient 3 900 DH, soit un écart de 25.6% par rapport aux salaires féminins. Cet écart est plus marqué dans le secteur privé que dans le public et touche particulièrement les cadres supérieurs, moyens, les employés ainsi que les manœuvres non agricoles.

Par ailleurs, bien que l'emploi informel offre des opportunités d'emploi à de

5. L'écart de chômage est défini comme la différence entre le taux de chômage de femmes et celui des hommes.

6. Ces statistiques concernent la population urbaine âgée de 18 à 60 ans.

nombreux travailleurs, il constitue un défi de taille pour le développement du marché du travail au Maroc. Sa part importante, qui s'élève à 67.6% de l'emploi total⁷, a des répercussions sur la productivité du travail, la qualité des emplois, les conditions du travail et les niveaux de rémunération. En fait, la productivité apparente du travail formel est 3.7 fois supérieure à celle de l'emploi informel. De plus, les travailleurs informels travaillent en moyenne 145 heures de plus par an et perçoivent une rémunération moyenne cinq fois inférieure à celle des travailleurs formels.

La réglementation du marché du travail au Maroc, qui est moins flexible, peut être considérée également comme l'un des facteurs qui peuvent expliquer la faible création d'emploi et le développement de l'emploi informel. Cette flexibilité limitée peut empêcher les entreprises à embaucher ou à licencier les employés pour s'adapter aux fluctuations de l'activité économique, ce qui restreint leur capacité à créer davantage d'emplois et peut donc contribuer au développement de l'emploi informel.

Les problèmes du marché du travail au Maroc ne se limitent pas uniquement à ces éléments, mais ils peuvent également être liés à la structure de l'économie marocaine, à la structure démographique, à la qualité du système éducatif et de formation, à la nature des politiques et des programmes d'emploi mises en œuvre par les pouvoirs publics, au niveau de compétitivité de l'économie marocaine à l'échelle mondiale, aux mutations sociales, ainsi qu'au développement technologique.

IV Défis et perspectives de l'emploi

L'analyse de la situation de l'emploi a révélé que le chômage persiste dans de nombreux pays développés et en développement, y compris au Maroc, malgré les politiques publiques et les programmes d'emploi mises en œuvre par les pouvoirs publics. Cette situation pourrait être profondément affectée si les défis de l'emploi liés au vieillissement de la population, au progrès technologique et au changement climatique ne sont pas relevés d'une manière efficace.

Le changement démographique affecte la taille de la population active, et par conséquent la situation du marché du travail. L'analyse de l'évolution de la population mondiale révèle que la population âgée de 65 ans et plus est en augmentation dans de nombreuses économies, qu'elles soient développées ou en développement. Dans le monde, la proportion de cette population devrait atteindre 16.4% en 2050, contre 9.7% en 2022. En Europe et en Amérique du Nord, en Asie de l'Est et du Sud-Est, en Australie-Nouvelle-Zélande, ainsi qu'en Amérique latine et dans les Caraïbes, elle devrait représenter respectivement 26.9%, 25.7%, 23.7% et 18.8% en 2050, contre 18.7%, 12.7%, 16.6% et 9.1% en 2022⁸. Cette tendance ascendante

7. En Europe et en Asie centrale, les emplois informels représentent 25,1 % de l'ensemble des emplois. Cette part est de 40,0% pour les Amériques, 68,2 % en Asie et dans le Pacifique, et 68,6 % dans les États arabes. En Afrique, elle atteint 85,8 %.

8. Ces données sont extraites du rapport "Perspectives de la population mondiale 2022".

témoigne d'un vieillissement de la population dans ces économies.

L'augmentation de la proportion des personnes âgées de 65 ans et plus, entraîne une diminution du taux de croissance de la population active, exacerbant ainsi le déséquilibre entre l'offre et la demande du travail. Dans ce contexte, les entreprises auront du mal à trouver des employés pour combler les postes vacants, ce qui peut avoir un impact significatif sur leur coût d'ajustement, l'emploi, la productivité du travail, et l'activité économique.

Le vieillissement de la population exerce des effets défavorables sur la productivité du travail. Une étude empirique menée par Feyrer (2007, 2008) démontre qu'il existe une relation en U inversé entre l'âge des travailleurs et la productivité totale des facteurs. En d'autres termes, elle indique que la productivité du travail augmente avec la proportion croissante des travailleurs âgés de 40 à 49 ans et diminue lorsque la part de ceux qui sont plus âgés s'accroît. D'autres travaux empiriques corroborent ce résultat et mettent en évidence l'impact négatif du vieillissement de la main d'œuvre sur la productivité du travail (Aiyar et al., 2016; Liu & Westelius, 2016).

Par ailleurs, le vieillissement de la population affecte négativement la croissance économique à travers divers canaux (Cooley & Henriksen, 2018; H.-H. Lee & Shin, 2019; Maestas et al., 2016). Une augmentation de la proportion de personnes âgées entraîne un ralentissement de l'emploi et de la croissance de la productivité, freinant ainsi l'activité économique (Maestas et al., 2023). Elle induit aussi une réduction de l'épargne (Park et al., 2010), ce qui réduit la formation de capital et par conséquent ralentit la croissance économique (Hsu & Lo, 2019). De plus, elle affecte négativement la productivité du travail, ce qui conduit à un fléchissement de l'activité économique (Calvo-Sotomayor et al., 2019; H.-H. Lee & Shin, 2021; Maestas et al., 2023).

Le vieillissement de la population conduit aussi à un accroissement des dépenses de pensions et de soins de santé, exerçant ainsi des pressions sur les finances publiques ainsi que sur le financement des régimes de prévoyance sociale. Néanmoins, il peut avoir un effet positif sur la croissance économique en raison de l'accumulation de capital et d'actifs ainsi que du comportement de consommation des personnes âgées, notamment dans les pays en développement (Pham & Vo, 2021). En outre, il peut même inciter les employeurs à augmenter les salaires, à améliorer les conditions du travail, à augmenter la productivité et à recourir aux travailleurs étrangers pour faire face à la pénurie de la main d'œuvre.

Il favorise aussi la création d'emplois, en stimulant la demande d'emplois dans le secteur de la santé ainsi que dans les secteurs connexes. Scheil-Adlung (2016) confirme ce constat en démontrant que, pour assurer une couverture sanitaire universelle, le monde devra créer 27 millions d'emplois dans les professions de santé et 45,5 millions d'emplois dans les professions non liées à la santé d'ici 2030. Cependant, même si l'accroissement de la population âgée crée des opportunités d'emploi dans ces secteurs, il entraîne également une pénurie de main-d'œuvre

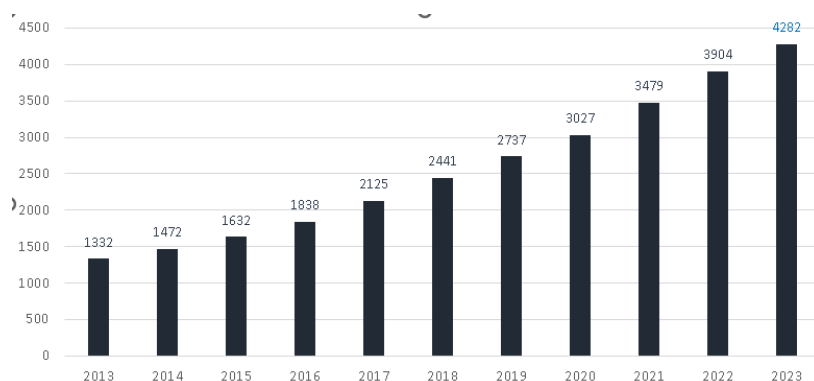
dans d'autres secteurs d'activité.

Il favorise aussi la création d'emplois, en stimulant la demande d'emplois dans le secteur de la santé ainsi que dans les secteurs connexes. Scheil-Adlung (2016) confirme ce constat en démontrant que, pour assurer une couverture sanitaire universelle, le monde devra créer 27 millions d'emplois dans les professions de santé et 45,5 millions d'emplois dans les professions non liées à la santé d'ici 2030. Cependant, bien que l'accroissement de la population âgée crée des opportunités d'emploi dans ces secteurs, il entraîne une pénurie de main-d'œuvre dans d'autres secteurs d'activité.

Bien que les avancées technologiques puissent atténuer les effets défavorables du vieillissement de la population sur l'emploi, elles représentent aussi un défi pour le marché du travail. L'innovation technologique modifie la structure de l'économie, favorisant certains secteurs d'activité tout en provoquant le déclin d'autres, et influençant l'emploi, la productivité du travail, l'activité économique ainsi que les inégalités de revenu. L'innovation technologique favorise le développement de nouveaux produits et services, ce qui permet l'émergence et la croissance de certains secteurs d'activité. Cela entraîne la création d'emplois et la promotion de l'activité économique. Cependant, elle peut conduire à l'obsolescence de certains produits, entraînant le repli d'autres secteurs d'activité, engendrant ainsi une destruction de l'emploi et des conséquences nuisibles sur l'activité économique ainsi que sur les inégalités de revenus.

L'analyse de l'évolution du nombre de robots en fonction dans les usines à travers le monde montre qu'il a augmenté en moyenne de 12.4% durant la dernière décennie, passant de 1 332 000 en 2013 à 4 282 000 en 2023. En termes du nombre de robots installés annuellement, des records historiques ont été atteints en 2022 et 2023, avec 552 946 robots installés en 2022 et 541 302 robots en 2023. Par région, 70% des robots installés étaient en Asie, 17% en Europe et 10% en Amérique (IFR, 2024)⁹. Cette évolution ascendante montre que l'automatisation du travail s'accélère, renforçant la transformation des processus de production et l'automatisation des tâches manuelles (Figure 10).

9. Les données proviennent de la base de données de la Fédération Internationale de Robotique.

FIGURE 10 – Stock opérationnel de robots industriels à travers le monde (En milliers d'unités)

Source : World Robotics 2024 Report by International Federation of Robotics

L'automatisation croissante des processus de production transforme les modes de production, entraînant des conséquences sur l'emploi, la productivité du travail, les salaires, les inégalités de genre sur le marché du travail, l'emploi informel ainsi que sur d'autres indicateurs économiques.

L'automatisation a des effets aussi bien négatifs que positifs sur l'emploi. Elle peut contribuer à la destruction de certains emplois, notamment ceux constitués de tâches routinières et répétitives, exigeant un niveau d'éducation ou de revenu faible (Acemoglu & Restrepo, 2017; Arntz et al., 2016; Frey & Osborne, 2017; Graetz & Michaels, 2018; Petropoulos et al., 2018). Elle peut, en revanche, favoriser la création de nouvelles tâches et par conséquent de nouveaux emplois tels que ceux de mathématiciens, d'ingénieurs et d'informaticiens (Aghion et al., 2020). Les emplois hautement qualifiés et comportant des tâches plus complexes sont par conséquent moins susceptibles d'être automatisés.

De surcroît, les effets de l'automatisation sur l'emploi diffèrent selon les secteurs d'activité économiques. Ils sont plus prononcés dans les secteurs manufacturier, agricole et financier, que dans le secteur des services. Selon certaines estimations, l'automatisation entraîne des licenciements de travailleurs et une diminution des nouveaux emplois créés dans le secteur manufacturier (Dauth et al., 2018). Elle induit également la suppression des emplois dans les secteurs agricole et financier. Cependant, dans le secteur des services, elle peut à la fois engendrer la création et la destruction d'emplois. Elle favorise la création de l'emploi dans le domaine de l'ingénierie, de l'informatique et des mathématiques (Smith & Anderson, 2014), tout en contribuant à la suppression des emplois dans le domaine du transport, du bureau et de l'administration, ainsi que du commerce de détail (Estevadeordal & Al, 2017; Frey & Osborne, 2013).

Par ailleurs, l'automatisation permet d'augmenter la productivité (Kromann et

al., 2019), réduisant ainsi les coûts de production et les prix des biens et services, tout en créant de nouveaux emplois, notamment dans le domaine des technologies intelligentes. Elle entraîne toutefois un accroissement des disparités salariales. Les emplois hautement qualifiés seront bien rémunérés, tandis que les travailleurs moins qualifiés verront leurs salaires diminuer. Elle exacerbe aussi les écarts de genre en matière d'emploi. Les femmes occupent des emplois plus susceptibles d'être automatisés que ceux des hommes, ce qui les rend plus vulnérables au chômage (Brussevich et al., 2019).

En outre, le développement des nouvelles technologies favorise la croissance des formes d'emploi atypiques, telles que le travail temporaire, le travail indépendant, le télétravail, et d'autres formes de travail flexibles. Bien que ces formes puissent atténuer les effets défavorables de l'automatisation sur l'emploi, elles exercent une pression à la baisse sur les salaires, réduisant la protection sociale et détériorent les conditions du travail. De plus, elles contribuent à l'expansion de l'emploi informel.

Il peut conduire également certaines entreprises internationales à relocaliser leurs activités vers les pays développés. Le choix de cette stratégie s'explique par la baisse des coûts de production, conséquence de l'utilisation des nouvelles technologies, par la présence d'un environnement propice à l'innovation et au développement technologique, ainsi que par l'accès à de nouveaux marchés. Cette stratégie peut améliorer la situation de l'emploi dans les pays développés tout en détériorant celle des pays en développement.

Outre les défis du vieillissement de la population et des avancées technologiques, le marché du travail doit également faire face au changement climatique. Les variations des précipitations, l'augmentation des températures ainsi que les phénomènes météorologiques extrêmes ont un impact significatif sur le marché du travail. Elles ont des effets à la fois sur l'offre et la demande d'emploi, ainsi que sur la productivité du travail, les revenus, l'égalité des sexes dans l'emploi et la qualité du travail.

Le changement climatique affecte non seulement l'emploi dans le secteur agricole, mais aussi dans d'autres secteurs d'activité. La hausse des températures réduit la production agricole, ce qui entraîne une diminution de l'emploi agricole, et par conséquent une augmentation de l'immigration (Ibáñez et al., 2022) et une réaffectation de la main d'œuvre agricole vers d'autres secteurs. Elle contribue aussi à la diminution de la production industrielle (Dell et al., 2012) et à la contraction des exportations, en particulier dans les pays pauvres (Jones & Olken, 2010), ce qui peut se traduire par une diminution de l'emploi. De plus, elle a des effets défavorables sur l'emploi dans le secteur des services. Gray et al. (2023) confirment ce constat et démontrent que la hausse des températures et de la sécheresse réduit la probabilité qu'un individu soit employé, notamment dans le secteur des services et dans les régions touristiques.

Les politiques mises en œuvre pour faire face au changement climatique in-

fluencent aussi l'emploi. L'investissement dans les énergies renouvelables permet de générer des emplois dans le secteur énergétique ainsi que dans les secteurs connexes, tandis qu'il entraîne la suppression des emplois dans les secteurs à forte intensité de carbone. Selon certaines estimations, la transition vers les énergies renouvelables pourrait aboutir à la création de 24,3 millions d'emplois permanents à temps plein de plus que les emplois détruit (Jacobson et al., 2017). Si le changement climatique provoque une baisse de la production dans divers secteurs d'activité, et par conséquent une diminution de la demande d'emploi, il affecte aussi l'offre d'emploi. La hausse des températures, au-delà d'un certain seuil, ou sa baisse en dessous d'un certain niveau, réduit les heures du travail, en particulier dans les secteurs sensibles au climat (Graff Zivin & Neidell, 2014; Huang et al., 2020), et augmente l'absentéisme (Somanathan et al., 2021).

Si le changement climatique provoque une baisse de la production dans divers secteurs d'activité, et par conséquent une diminution de la demande d'emploi, il affecte aussi l'offre d'emploi. La hausse des températures, au-delà d'un certain seuil, ou sa baisse en dessous d'un certain niveau, réduit les heures du travail, en particulier dans les secteurs sensibles au climat (Graff Zivin et Neidell, 2014; Huang et al., 2020), et augmente l'absentéisme (Somanathan et al., 2021).

De plus, les températures élevées affectent négativement la productivité du travail. Certaines études empiriques corroborent ce constat et démontrent qu'il existe une relation en U inversé entre la température et la productivité du travail dans le secteur manufacturier, ce qui signifie que la productivité croît lorsque les températures augmentent, mais au-delà d'un certain seuil de température, elle commence à diminuer (Cai et al., 2018; Zhang et al., 2018). Des projections de l'organisation internationale du travail indiquent aussi qu'une hausse de 1.5°C des températures d'ici 2030 entraînerait une perte de 2.2% du total des heures de travail dans le monde, soit une perte de productivité équivalente à 80 millions d'emploi en temps plein. Cette baisse de productivité pourrait diminuer la production, et par conséquent, provoquer un recul de l'emploi.

Un autre effet du changement climatique est la diminution des revenus des travailleurs et l'accroissement de leur vulnérabilité, notamment dans le secteur agricole. Des températures élevées ou des phénomènes météorologiques extrêmes impactent négativement la production agricole, entraînant ainsi la réduction des revenus des agriculteurs, l'accroissement des disparités salariales entre secteurs, et augmentant le risque de pauvreté. Ces effets sont plus importants chez les petits exploitants agricoles (Morton, 2007) et encore plus marqués chez les femmes par rapport aux hommes. Pour faire face à la perte d'emploi, consécutive d'un choc climatique, les hommes peuvent migrer ou travailler en dehors du village, tandis que les femmes sont moins susceptibles à faire de même, ce qui pourrait creuser les écarts salariaux hommes-femmes et exacerber les inégalités de genre sur le marché du travail (Afridi et al., 2022).

Ces défis soulèvent des questions sur le futur de l'emploi dans un monde en

plein mutations. Quoique le développement des nouvelles technologies contribue à la création d'emplois dans certaines professions et secteurs, et à l'augmentation de la productivité, il a des effets défavorables importants sur le marché du travail. La perte d'emploi non qualifié, le déclin de la participation des femmes au marché du travail, ainsi que l'expansion du secteur informel sont autant de facteurs susceptibles d'engendrer la dégradation de la situation de l'emploi, tant dans les pays développés qu'en développement.

L'émergence de nouvelles formes atypiques de travail due au développement des nouvelles technologies pourrait avoir des conséquences importantes sur la situation du marché du travail. La croissance du travail temporaire, du travail indépendant, ainsi que d'autres formes de travail flexibles pourraient entraîner la détérioration des conditions et de la sécurité du travail. Elle pourrait également impacter la demande du travail à long terme. Les employeurs auraient du mal à retenir les talents ou à les remplacer si ceux-ci décidaient de quitter leur emploi, ce qui augmenterait par conséquent leurs dépenses liées au développement des compétences.

Ces formes d'emploi entraîneraient aussi l'accroissement des disparités salariales. En l'absence d'un salaire minimum comme celui appliqué dans le secteur formel, les travailleurs pourraient avoir des salaires supérieurs ou inférieurs à ce seuil, ce qui pourrait creuser davantage les écarts de salaires, non seulement entre les différents secteurs d'activité, mais également entre les professions, ainsi qu'entre les hommes et les femmes. En plus de cela, les travailleurs devraient prendre en charge les frais de protection sociale, ce qui pourrait fragiliser la situation financière de nombreux d'entre eux. Dans le cas où ces travailleurs se trouveraient sans protection sociale, les dépenses de l'Etat liées à la généralisation de la protection sociales augmenteraient, ce qui pourrait détériorer les équilibres budgétaires. La soutenabilité des régimes de protection sociale pourrait être compromise, et les inégalités sociales exacerbées.

Ces nouvelles formes de travail offrent une certaine flexibilité du temps de travail, mais cela pourrait entraîner un déséquilibre entre vie professionnelle et vie privée. La diminution du temps consacré aux loisirs pourrait diminuer la satisfaction au travail et la productivité, ainsi qu'affecter le bien être des travailleurs. Par ailleurs, elles poseraient des problèmes liés à l'absence de règles de résolution des conflits et à la représentativité des travailleurs. Une réglementation n'incluant pas toutes les formes d'emploi et l'absence de syndicats des travailleurs indépendants pourraient contribuer à la détérioration des conditions du travail et mettre en péril les droits des travailleurs.

De surcroît, le développement des nouvelles technologies et des investissements dans l'économie verte favoriserait la création des emplois verts et des emplois qualifiés, en particulier, ceux des mathématiciens, des ingénieurs, des informaticiens, des Spécialistes en Intelligence Artificielle et Machine Learning, des experts en cyber sécurité, des data scientists et des techniciens. Elles contribueraient ce-

pendant à la suppression des emplois faiblement ou moyennement qualifiés et de ceux dans les secteurs à forte intensité de carbone. L'emploi dans le futur exigerait la compétence et la maîtrise des technologies, ce qui va réduire les opportunités d'emplois pour les travailleurs non qualifiés et ceux dont les tâches peuvent être automatisés.

En plus de cette destruction d'emploi due à l'automatisation des processus de production, le changement climatique pourrait aussi conduire à une perte d'emploi dans de nombreux secteurs d'activité, notamment dans le secteur agricole. En conséquent, l'emploi informel pourrait augmenter non seulement dans les pays en développement, mais aussi dans les pays développés, ce qui pourrait entraîner l'accroissement de la précarité de l'emploi et des inégalités socio-économiques.

Par ailleurs, la situation des femmes sur le marché du travail pourrait encore se dégrader. Les femmes seraient plus vulnérables au chômage, en raison de la perte potentielle de leurs emplois, qui sont en grande partie sensibles aux avancées technologiques et au changement climatique. Les écarts entre hommes et femmes en matière d'emploi pourraient davantage augmentés, ce qui pourrait aggraver la précarité des femmes et accentuer les inégalités sur le marché du travail.

La situation de l'emploi pourrait aussi être affectée par le choc démographique. L'augmentation de la population en âge de travailler favorise la création d'emplois et, par conséquent, stimule la croissance économique. Cependant, le vieillissement de la population réduit le taux de croissance de la population active et diminue la productivité du travail. Il modifie également les comportements de consommation et d'épargne, affectant ainsi l'activité économique et l'emploi, tout en exerçant une pression sur les systèmes de santé et de retraite ainsi que sur les finances publiques.

Les pays dont la population âgée de 65 ans et plus est élevée ou en augmentation seraient confrontés à une pénurie de main d'œuvre, ce qui accentuerait les déséquilibres sur le marché du travail et freinerait la croissance économique. Cet effet négatif ne pourrait être partiellement atténué que si le taux de participation des hommes et des femmes âgés au marché du travail soit suffisamment élevé pour compenser la diminution du taux de croissance de la population active. En conséquent, l'accroissement de la longévité et le prolongement de la vie active pourrait contribuer à la création de la croissance économique (Dividendes Argentés).

L'emploi dans le futur ne pourrait pas être affecté seulement par l'intégration économique ainsi que par les changements démographiques, climatiques et technologiques, mais aussi par la structure de l'économie dans le futur, le niveau des inégalités économiques et sociales, le développement des systèmes éducatifs et de santé, la nature des politiques publiques, et par l'évolution des tendances sociales et culturelles.

Conclusion

Ce travail avait pour objectif d'étudier les tendances, les défis et les perspectives de l'emploi dans le monde ainsi qu'au Maroc durant la dernière décennie. Les résultats de cette étude révèlent que la situation de l'emploi s'est améliorée après la crise de la COVID-19 dans les pays à revenu élevé et à revenu intermédiaire inférieur. En revanche, elle n'a pas encore retrouvé son niveau d'avant-crise dans les pays à faible revenu et les pays à revenu intermédiaire de la tranche supérieure. Ils indiquent également une tendance haussière du taux de chômage au Maroc, passant de 9.9% en 2014 à 13% en 2023. Cette tendance haussière a été plus marquée tant dans les zones urbaines que rurales, affectant les femmes plus que les hommes, ainsi que les jeunes âgés de 15 à 24 ans.

Bien que la situation de l'emploi se soit légèrement améliorée dans certaines économies après la crise de la Covid-19, elle s'est détériorée dans d'autres, principalement en raison de divers problèmes du marché du travail, notamment la faible intensité de la croissance économique en termes d'emploi, la faible productivité du travail, le chômage des jeunes, les importantes disparités de genre, la forte prévalence de l'emploi informel et le taux élevé de pauvreté parmi les travailleurs.

Cette situation pourrait se détériorer davantage si certains défis du marché du travail, tels que le vieillissement de la population, le développement des nouvelles technologies ainsi que le changement climatique ne sont pas relevés d'une manière efficace.

L'accroissement de la part des personnes âgées de 65 ans et plus entraîne une diminution du taux de croissance de la population active, accentuant ainsi le déséquilibre entre l'offre et la demande du travail, diminuant la productivité du travail, et freinant la croissance économique. De plus, l'automatisation favorise la création de certains emplois, notamment ceux qualifiés, et détruit, en revanche, les emplois impliquant des tâches routinières et répétitives. Elle a également des conséquences importantes sur la productivité du travail, les inégalités de revenu et l'emploi informel, ainsi que sur la croissance économique. De même, le changement climatique a des effets sur l'emploi, en réduisant la productivité du travail, en exacerbant les inégalités de revenus et de genre, et en compromettant la qualité des conditions de travail.

L'emploi dans le futur serait déterminé dans une grande mesure par le niveau de l'intégration économique et du développement des nouvelles technologies, l'ampleur des chocs climatiques et par la structure démographique. Il serait aussi influencé par la structure future de l'économie, les inégalités économiques et sociales, le développement des systèmes éducatifs et de santé, les politiques publiques, ainsi que par l'évolution des tendances sociales et culturelles.

Pour faire face aux défis de l'emploi, les pouvoirs publics pourraient élaborer des politiques publiques en tenant compte des problèmes actuels et futurs du marché du travail. Des politiques visant à promouvoir l'investissement dans la

recherche, l'éducation et la formation professionnelle, à développer l'esprit d'entrepreneuriat et à rendre la réglementation du travail plus flexible, pourraient réduire les effets négatifs de l'automatisation sur l'emploi. D'autres politiques conçues pour l'immigration sélective ou pour l'augmentation du taux d'activité des personnes âgées à travers la réforme des systèmes de retraite, la promotion de la santé, le renforcement de la formation tout au long de la vie et l'amélioration des conditions du travail, pourraient aider à remédier à la pénurie de la main d'œuvre. Des politiques vertes pourraient également contribuer à faire face aux effets négatifs des chocs climatiques sur l'emploi et la croissance économique. Enfin, des politiques destinées à promouvoir une croissance économique durable et inclusive, ainsi que des politiques sociales visant à réduire les inégalités sociales pourrait améliorer la situation du marché du travail.

Par ailleurs, les recherches sur les questions de l'emploi pourraient être approfondies pour aider les décideurs à concevoir des politiques publiques efficaces. Le développement des études visant à examiner l'impact de l'intégration des nouvelles technologies dans le processus de production sur l'emploi selon le secteur, l'entreprise et la profession, et à évaluer le coût économique et social de l'adoption de telles technologies pourraient être d'une grande utilité pour concevoir des politiques visant à atténuer les effets défavorables de l'automatisation sur l'emploi.

De plus, des études s'intéressant à évaluer l'impact des nouvelles formes de travail flexible sur le marché du travail pourraient aider à envisager une réglementation du travail flexible ayant pour objectif de garantir les droits des travailleurs. Des études prospectives examinant, d'une part, les effets du changement démographique sur la situation de l'emploi, et d'autre part, les pertes et les gains en termes d'emploi et de productivité liés au changement climatique, permettraient d'élaborer des politiques économiques et sociales ainsi que des politiques vertes.

Bibliographie

- Acemoglu, D., & Restrepo, P. (2017). *Robots and jobs : Evidence from US labor markets*. NBER Working Paper Series, (23285). National Bureau of Economic Research.
- Afridi, F., Mahajan, K., & Sangwan, N. (2022). The gendered effects of droughts : Production shocks and labor response in agriculture. *Labour Economics*, 78, 102227. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2022.102227>
- Aghion, P., Antonin, C., Bunel, S., & Jaravel, X. (2020). What are the labor and product market effects of automation? New evidence from France. *Discussion Paper No. DP14443*. Centre for Economic Policy Research (CEPR).
- Aiyar, S., Ebeke, C., & Shao, X. (2016). The impact of workforce aging on European productivity. *IMF Working Paper*, (16/238).
- Arntz, M., Gregory, T., & Zierahn, U. (2016). The risk of automation for jobs in OECD countries. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/5j1z9h56dvq7-en>
- Autor, D., & Dorn, D. (2013). The growth of low-skill service jobs and the polarization of the US labor market. *American Economic Review*, 103(5), 1553–1597. <https://doi.org/10.1257/aer.103.5.1553>
- Ball, L., Furceri, D., Leigh, D., & Loungani, P. (2016). Does one law fit all? Cross-country evidence on Okun's law. *The Unassuming Economist*. Retrieved from <http://unassumingeconomist.com/uploads/2016/08/cross.pdf>
- Blanas, S., Gancia, G., & Lee, S. Y. (2019). Who is afraid of machines? *Economic Policy*, 34(100), 627–690. <https://doi.org/10.1093/epolic/eiaa005>
- Boateng, E., Agbola, F. W., & Mahmood, A. (2019). Does the quality of institutions enhance savings? The case of sub-Saharan Africa. *Applied Economics*, 51(58), 6235–6263. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1616063>
- Buyst, E., Goos, M., & Salomons, A. (2018). Job polarization : An historical perspective. *Oxford Review of Economic Policy*, 34(3), 461–474. <https://doi.org/10.1093/oxrep/gry003>
- Cai, X., Lu, Y., & Wang, J. (2018). The impact of temperature on manufacturing worker productivity : Evidence from personnel data. *Journal of Comparative Economics*, 46(4), 889–905. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2018.07.001>
- Calvo-Sotomayor, I., Laka, J. P., & Aguado, R. (2019). Workforce ageing and labour productivity in Europe. *Sustainability*, 11(20), 5851. <https://doi.org/10.3390/su11205851>
- Carr, M., & Chen, M. A. (2002). *Globalization and the informal economy : How global trade and investment impact on the working poor*. ILO Working Papers 993541723402676, International Labour Organization.

- Chiacchio, F., Petropoulos, G., & Pichler, D. (2018). The impact of industrial robots on EU employment and wages : A local labour market approach. *Working Paper Issue 2*. Bruegel.
- Cooley, T., & Henriksen, E. (2018). The demographic deficit. *Journal of Monetary Economics*, 93, 45–62.
- Cysne, R. P. (2009). On the positive correlation between income inequality and unemployment. *Review of Economics and Statistics*, 91, 218–226.
- Gaumont, D., Schindler, M., & Wright, R. (2006). Alternative theories of wage dispersion. *European Economic Review*, 50, 831–848.
- Furceri, D., Crivelli, E., & Toujas-Bernate, J. (2012). Can policies affect employment intensity of growth? A cross-country analysis. *IMF Working Papers*, 2012/218, International Monetary Fund.
- Dauth, W., Findeisen, S., Südekum, J., & Wössner, N. (2018). Adjusting to robots : Worker-level evidence [Preprint]. *Federal Reserve Bank of Minneapolis - Opportunity and Inclusive Growth Institute*. <https://doi.org/10.21034/iwp.13>
- Dell, M., Jones, B. F., & Olken, B. A. (2012). Temperature shocks and economic growth : Evidence from the last half century. *American Economic Journal : Macroeconomics*, 4(3), 66–95.
- Dutt, P., Mitra, D., & Ranjan, P. (2009). International trade and unemployment : Theory and cross-national evidence. *Journal of International Economics*, 78(1), 32–44.
- Estevadeordal, A., et al. (2017). The future of work in Latin American Integration 4.0. *Integration and Trade Journal*, 21(42).
- Felbermayr, G., Prat, J., & Schmerer, H. J. (2011). Trade and unemployment : What do the data say? *European Economic Review*, 55(6), 741–758.
- Feriga, M. A. M. A., Lozano Gracia, N., & Serneels, P. M. (2024). *The impact of climate change on work : Lessons for developing countries*. Policy Research Working Paper Series 10682, The World Bank.
- Feyrer, J. (2007). Demographics and productivity. *The Review of Economics and Statistics*, 89(1), 100–109.
- Feyrer, J. (2008). Aggregate evidence on the link between age structure and productivity. *Population and Development Review*, 78–99.
- Frey, C., & Osborne, M. (2013). The future of employment : How susceptible are jobs to computerisation? *Working Paper*. Oxford, University of Oxford.
- Frey, C. B., & Osborne, M. A. (2017). The future of employment : How susceptible are jobs to computerisation? *Technological Forecasting and Social Change*, 114, 254–280.
- Graetz, G., & Michaels, G. (2018). Robots at work. *Review of Economics and Statistics*, 100(5), 753–768.
- Graff Zivin, J., & Neidell, M. (2014). Temperature and the allocation of time : Implications for climate change. *Journal of Labor Economics*, 32(1), 1–26.

- Gray, H. B., Taraz, V., & Halliday, S. D. (2023). The impact of weather shocks on employment outcomes : Evidence from South Africa. *Environment and Development Economics*, 28(3), 285–305.
- Mocan, H. N. (1999). Structural unemployment, cyclical unemployment, and income inequality. *The Review of Economics and Statistics*, 81(1), 122–134.
- Hasan, R., Mitra, D., Ranjan, P., & Ahsan, R. (2012). Trade liberalization and unemployment : Theory and evidence from India. *Journal of Development Economics*, 97, 269–280. <http://doi:10.1016/j.jdeveco.2011.04.002>
- Hémous, D., & Olsen, M. (2021). Directed technical change in labor and environmental economics. *Annual Review of Economics*, 13, 571–597.
- Horioka, C. Y., & Niimi, Y. (2017). Saving behavior of Japanese middle-aged and the elderly. *ESRI International Conference on Empirical Analysis on Population Decline and Aging in the Japanese Economy*. Tokyo.
- Hsu, Y. H., & Lo, H. C. (2019). The impacts of population aging on saving, capital formation, and economic growth. *American Journal of Industrial and Business Management*, 9, 2231–2249.
- Huang, K., Zhao, H., Huang, J., Wang, J., & Findlay, C. (2020). The impact of climate change on labor allocation : Empirical evidence from China. *Journal of Environmental Economics and Management*, 104, 102376.
- Ibanez, A. M., Romero, J., & Velásquez, A. (2022). Responses to temperature shocks, labor markets, and migration decisions in El Salvador. *IDB Working Paper Series*.
- ILO (2017). The rising tide of non-standard employment. *InfoStories*. Retrieved December 21, 2022, from
- ILO (2018). The employment impact of climate change adaptation. Report prepared for a meeting of the G20 Climate Sustainability Working Group, August 2018, Geneva.
- ILO (2019). Rapport mondial sur les salaires 2018/19 : Quelles sont les causes des écarts salariaux entre hommes et femmes? file:///C:/Users/Administrateur/Downloads/wcms_737029.pdf
- IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change). (2014). *Climate change 2014 : Impacts, adaptation, and vulnerability*. New York, Cambridge University Press.
- Jacobson, M. Z., Delucchi, M. A., Bauer, Z. A., Goodman, S. C., Chapman, W. E., Cameron, M. A., Bozonnat, C., Chobadi, L., Clonts, H. A., Enevoldsen, P., & Erwin, J. R. (2017). 100% clean and renewable wind, water, and sunlight all-sector energy roadmaps for 139 countries of the world. *Joule*, 1(1), 108–121.
- Jones, B. F., & Olken, B. A. (2010). Climate shocks and exports. *American Economic Review*, 100(2), 454–459.
- Hotte, K., Somers, M., & Theodorakopoulos, A. (2022). Technology and jobs : A systematic literature review. *arXiv.org Papers*, 2204.01296.
- Kucera, D. (2017). New automation technologies and job creation and des-

- truction dynamics. *Employment Policy Brief*. Geneva, ILO.
- Lee, H., & Shin, K. (2019). Nonlinear effects of population aging on economic growth. *Japan and the World Economy*, 51, 100963.
 - Lee, H., & Shin, K. (2021). Decomposing effects of population aging on economic growth in OECD countries. *Asian Economic Papers*, 20(3), 138–159.
 - Liu, Y., & Westelius, N. (2016). The impact of demographics on productivity and inflation in Japan. *IMF Working Paper WP/16/237*.
 - Maestas, N., Mullen, K. J., & Powell, D. (2016). The effect of population aging on economic growth, the labor force, and productivity. *National Bureau of Economic Research (NBER)*. <https://doi.org/10.3386/w22452>
 - Morton, J. F. (2007). The impact of climate change on smallholder and subsistence agriculture. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 104(50), 19680–19685.
 - Mourre, G. (2006). Did the pattern of aggregate employment growth change in the euro area in the late 1990s? *Applied Economics*, 38(15), 1783–1807. <https://doi.org/10.1080/00036840500427072>
 - Maestas, N., Mullen, K. J., & Powell, D. (2023). The effect of population aging on economic growth, the labor force, and productivity. *American Economic Journal : Macroeconomics*, 15(2), 306–332.
 - OMC & ILO (2022). Écart de rémunération entre femmes et hommes dans le secteur de la santé et des soins : Une analyse de la situation dans le monde à l'ère de la COVID-19. file:///C:/Users/Administrateur/Downloads/wcms_863704.pdf
 - Park, J. Y., Shin, K., & Whang, Y. J. (2010). A semiparametric cointegrating regression : Investigating the effects of age distributions on consumption and saving. *Journal of Econometrics*, 157(1), 165–178.
 - Pham, T. N., & Vo, D. H. (2021). Aging population and economic growth in developing countries : A quantile regression approach. *Emerging Markets Finance and Trade*, 57(1), 108–122.
 - Ben Slimane, S. (2015). The relationship between growth and employment intensity : Evidence for developing countries. *Asian Economic and Financial Review*, 5(4), 680–692.
 - Scheil-Adlung, X. (2016). Health workforce : A global supply chain approach. New data on the employment effects of health economies in 185 countries. *Extension of Social Security Working Paper No. 55*. Geneva, ILO.
 - Somanathan, E., Somanathan, R., Sudarshan, A., & Tewari, M. (2021). The impact of temperature on productivity and labor supply : Evidence from Indian manufacturing. *Journal of Political Economy*, 129(6), 1797–1827.
 - Von Wachter, T., Song, J., & Manchester, J. (2009). Long-term earnings losses due to mass layoffs during the 1982 recession : An analysis using longitudinal administrative data from 1974 to 2004. *Columbia University, New York*. Unpublished manuscript.

- Zhang, P., Deschenes, O., Meng, K., & Zhang, J. (2018). Temperature effects on productivity and factor reallocation : Evidence from a half million Chinese manufacturing plants. *Journal of Environmental Economics and Management*, 88, 1–17.

PARTIE 1 : INÉGALITÉS GENDORIELLES

1 Analyse transversale des déterminants des inégalités gendorielles chez les jeunes sur le marché du travail au Maroc

Omar ZIRARI, Fatima AZDAGAZ, Jaouad LAAMIRE

Résumé

Malgré les avancées enregistrées en matière de la promotion de l'égalité de genre qui s'est traduite par plusieurs réformes, plusieurs défis persistent encore, particulièrement, ceux liés à la faiblesse de l'accès des femmes aux opportunités économiques, induisant des pertes en points de croissance sous l'effet de la sous-utilisation de l'ensemble des potentialités humaines dont dispose le Maroc. En termes d'emploi, les jeunes femmes ont un accès relativement plus limité au marché du travail par rapport aux jeunes hommes. Elles sont souvent concentrées dans des professions et des activités moins rémunérées et offrant des conditions de travail moins favorables que celles des hommes. Ces inégalités entravent le développement professionnel et l'indépendance financière des jeunes femmes, ainsi qu'elles engendrent des coûts économiques importants pour le pays.

Dans ce cadre, le présent papier a pour objectif d'identifier l'effet de certains facteurs spéciaux, culturels et sociodémographiques sur les inégalités de genre chez les jeunes âgés de 15 à 24 ans sur le marché du travail marocain. En utilisant une modélisation par régression logistique sur la base des données de l'enquête des ménages de l'ONDH pour l'année de 2017 afin de mettre en lumière les principaux facteurs expliquant les inégalités gendorielles chez les jeunes âgés de 15 à 24 ans sur le marché du travail marocain. Les résultats des estimations mettent en évidence que l'appartenance au milieu rural, le mariage des jeunes femmes, le faible niveau scolaire ainsi que l'appartenance à un ménage de grande taille accentuent les inégalités sur le marché du travail marocain au détriment des jeunes femmes.

Mots-clés : Inégalités de genre-discrimination-insertion des jeunes-marché du travail-activité-emploi-Maroc

Cross-sectional analysis of the determinants of gender inequalities among young people in the labor market in Morocco

Abstract

Despite the progress made in promoting gender equality through a number of reforms, a number of challenges remain, particularly those linked to women's lack of access to economic opportunities, resulting in a loss of growth points due to the under-utilization of all Morocco's human potential. In terms of employment, young women have relatively more limited access to the labor market than young men. They are often concentrated in professions and activities that pay less and offer less favorable working conditions than those of men. These inequalities hinder the professional development and financial independence of young women, as well as generating significant economic costs for the country. Within this context, the present paper aims to identify the effect of certain special, cultural and socio-demographic factors on gender inequalities among young people aged 15 to 24 in the Moroccan labor market. Using logistic regression modeling on the basis of ONDH household survey data for the year of 2017 to highlight the main factors explaining gender inequalities among young people aged 15 to 24 in the Moroccan labor market. The results of the estimations highlight that belonging to a rural environment, young women's marriage, low educational level as well as belonging to a large household accentuate inequalities on the Moroccan labor market to the detriment of young women.

Keywords : Gender inequality-discrimination-youth integration-labor market-activity-employment, Morocco

Introduction

La littérature économique considère le capital humain comme un investissement de grande importance vu sa contribution à l'augmentation de la productivité du travail des individus et par conséquent leurs opportunités d'insertion au marché du travail. C'est dans ce sens que les politiques et stratégies du renforcement et d'amélioration des composantes du capital humain constituent l'un des préoccupations majeures des stratégies de développement.

Néanmoins, la rentabilité du capital humain en termes d'insertion sur le marché du travail présente des controverses. En Afrique, plus le niveau d'éducation des personnes augmente plus la probabilité d'être en situation de chômage augment (Kuepie et al., 2013). Cette contradiction entre le niveau d'instruction et l'opportunité d'insertion sur le marché du travail se pose comme un problème crucial auquel les économies en développement sont principalement confrontées.

Au Maroc, cette problématique se pose avec acuité où la relation entre les niveaux d'éducation et la participation au marché du travail est très complexe selon le genre. En effet, l'insertion des femmes sur le marché du travail est une difficulté chronique au Maroc. Pourtant, les avantages d'une participation accrue des femmes à la population active sont évidents, tant sur le plan macroéconomique, où elle permettrait d'améliorer la capacité de production du pays et de soutenir la croissance, que sur le plan microéconomique, où elle se traduirait par une plus grande reconnaissance sociale des femmes, avec à la clé un investissement des ménages plus important dans l'éducation et la santé.

En effet, les statistiques du Haut-Commissariat au Plan (HCP) affichent, en 2022, un taux d'activité de 19,8 % pour les femmes, avec une baisse cumulée de près de 30 % de 2004 à 2022. Dans le même cadre, selon le classement GGGR 2022¹, le Maroc se positionne en 139^{ème} place sur un total de 146 pays en matière de participation et opportunité économique. Plusieurs travaux et analyses ont considéré que cette régression trouve ses origines essentiellement dans le faible niveau de scolarité des femmes, les inégalités territoriales, les conditions économiques familiales, le cadre légal et réglementaire ainsi que les stéréotypes qui persistent dans notre société.

Dans ce cadre, malgré que le profil d'éducation de la population féminine s'est amélioré, cela ne s'est pas traduit par une plus grande proportion de femmes éduquées dans la population active. Par exemple, 40% des femmes au chômage ont une formation universitaire (alors que 8% n'ont aucune formation), et parmi les femmes employées dans les zones rurales (la moitié du total des femmes employées), 77% n'ont aucune formation formelle et moins de 1% ont une formation universitaire. Bien que les femmes aient un meilleur accès à l'éducation, le taux de participation des personnes instruites a diminué au fil du temps. L'inactivité des femmes titulaires d'un diplôme supérieur est passée de 13% en 2010 à 19 % en 2018 dans les zones rurales et de 23% à 24% dans les zones urbaines au cours de la même

1. World Economic Forum, (2022), Global Gender Gap Report.

période. Le faible niveau d'éducation général des femmes employées indique des contraintes à la participation, une possible inadéquation entre les besoins des entreprises et leurs compétences, ainsi que d'autres normes culturelles et sociales qui pourraient éventuellement limiter l'emploi des femmes. En outre, la vulnérabilité sous la forme d'un travail non rémunéré ou informel est très répandue parmi les femmes employées. Le présent chapitre donne un aperçu du défi persistant auquel le Maroc est confronté dans le processus de participation des femmes au marché du travail et principalement les jeunes femmes. D'un point de vue macroéconomique, l'augmentation de l'insertion des femmes au marché du travail permettrait d'utiliser davantage de main-d'œuvre, améliorant ainsi la capacité de production du pays.

D'un point de vue microéconomique, les avantages sont plus nuancés. D'une part, lorsque les femmes participent à la force de travail, elles font entendre leur voix dans la société et, par conséquent, les ménages investissent davantage dans l'éducation et la santé (Duflo, 2012). D'autre part, une participation des femmes au marché du travail élevé peut impliquer un bien-être accru, mais ce n'est pas toujours le cas si les conditions de travail ne sont pas bonnes. Les données recueillies dans les pays en développement suggèrent que de nombreuses femmes occupent des emplois mal rémunérés ou travaillent dans des conditions dangereuses par nécessité.

C'est dans cette perspective que le présent travail a pour objectif d'identifier l'impact de certains facteurs culturels et sociodémographiques sur les inégalités de genre chez les jeunes âgés de 15 à 24 ans sur le marché du travail marocain. Pour ce faire, nous présentons dans un premier temps une revue de littérature sur les contraintes de la participation des jeunes femmes au marché du travail et les facteurs explicatifs desdites contraintes. Dans un second temps, nous abordons un état des lieux détaillé de la participation des jeunes femmes au marché du travail marocain. Puis, nous présentons la méthodologie et les données utilisées pour répondre à notre problématique. Et pour finir, nous donnons une discussion des principaux résultats obtenus et conclure le chapitre tout en se focalisant sur une implication des politiques publiques pour minimiser l'ampleur des inégalités genrées.

I Revue de littérature

L'analyse des inégalités de genre chez les jeunes sur le marché du travail révèle des disparités significatives dans les opportunités et les conditions d'emploi. Les études montrent que les jeunes femmes sont souvent confrontées à des obstacles plus importants que leurs homologues masculins, notamment en termes de discrimination à l'embauche et de ségrégation professionnelle (Bettio et Verashchagina, 2009). Par exemple, les jeunes femmes sont plus susceptibles d'être cantonnées dans des emplois précaires et à temps partiel, ce qui limite leur progression de carrière et leur stabilité financière (Kovalenko et Mortelmans, 2014). De plus, les at-

tentes sociétales et les normes de genre influencent fortement les choix de carrière des jeunes, souvent au détriment des femmes, qui sont sous-représentées dans les secteurs bien rémunérés tels que les sciences, les technologies, l'ingénierie et les mathématiques (OCDE, 2017). Ces inégalités sont également exacerbées par les politiques publiques et les pratiques des entreprises qui ne parviennent pas toujours à promouvoir l'égalité des chances (Rubery & Grimshaw, 2011).

Au niveau microéconomique, Killingsworth et Heckman (1986) ont passé en revue la littérature empirique et théorique sur les déterminants de l'offre de travail féminin et ses interactions avec les décisions de fécondité, de mariage et de divorce aux États-Unis, au Canada, en Grande-Bretagne et en Allemagne, ils ont essayé à mettre en évidence trois faits stylisés de la participation des femmes au marché du travail observé au cours du 20^{ème} siècle. Premièrement, la participation des femmes au marché du travail ne diminue qu'après l'âge de 20 ans. D'autre part, les femmes célibataires sont toujours plus susceptibles de travailler que les femmes mariées. Et enfin, les femmes mariées ont connu une augmentation soutenue de la participation des femmes au marché du travail au cours des 100 dernières années. De plus, les femmes étaient surreprésentées dans certaines professions telles que les emplois de bureau et de services en col blanc et sous-représentées dans les emplois en col bleu tels que l'artisanat, les opérateurs et le travail non agricole. En utilisant les données du recensement de 1960, leurs résultats par application de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) indiquent qu'une participation des femmes au marché du travail plus élevée est expliquée par un niveau d'éducation élevé, ainsi qu'une femme célibataire est plus susceptible d'être en emploi, de plus le fait d'avoir certains autres revenus² augmente la participation des femmes au marché du travail. Les résultats découlent d'un équilibre observé entre l'offre et la demande de compétences féminines et qu'ils ne peuvent donc pas être considérés comme des relations de cause à effet. Cependant, les caractéristiques observées des marchés du travail dans ces pays occidentaux du 20^{ème} siècle peuvent être très différentes de celles du Maroc – en particulier pour l'inclusion des femmes, en raison des conditions différentes en termes de développement.

En étudiant cette problématique dans le marché du travail indien, Singh and Mukherjee (2022) ont exploré les facteurs affectant la participation au marché du travail et l'inégalité entre les sexes, en particulier en ce qui concerne les emplois salariés réguliers parmi les jeunes adultes âgés de 22 ans. L'analyse de régression logistique révèle que les jeunes femmes ont 59% moins de chances d'occuper un emploi salarié régulier que leurs homologues masculins, l'analyse de décomposition révèle que l'état civil contribue à lui seul à plus de 98% de l'écart entre les hommes et les femmes en matière d'emploi salarié régulier. L'enseignement professionnel, la formation liée à l'emploi, les compétences en lecture à l'âge de huit ans, l'utilisation fréquente de l'ordinateur sont d'autres facteurs positifs significatifs

2. Revenus autres que les revenus propres, y compris les revenus de transfert.

associés aux emplois salariés réguliers. Cette étude se termine par des recommandations politiques visant à promouvoir le bien-être des jeunes femmes, ainsi que leurs possibilités de générer des revenus et leur participation au marché du travail formel.

Les différences de comportement entre les femmes et les hommes sont observées depuis longtemps sur le marché du travail espagnol. Andrés and Machí (2023) ont analysé, à l'aide de techniques de décomposition, l'écart entre le taux d'emploi des jeunes femmes et celui des jeunes hommes en Espagne. Les résultats montrent que les préférences ou les facteurs non observés, tels que la perception différente qu'ont les deux sexes de la famille et de l'implication des femmes dans les tâches ménagères, qui conduit à un plus grand abandon du travail par les femmes, sont susceptibles d'être à l'origine de l'écart entre les sexes dans le cas où les jeunes ont déjà un emploi.

La littérature nationale sur les contraintes de la participation des femmes au marché du travail au Maroc montre que, dans l'ensemble, les données sont limitées et obsolètes. En utilisant une étude de mesure des niveaux de vie 1990-1991, Assaad and Zouari (2002) trouvent que le mariage n'affecte pas la participation des femmes au marché du travail, mais que la présence d'enfants la réduit, en particulier en termes d'emploi dans le secteur privé. Spierings and Smits (2007) étudient la participation des femmes au marché du travail dans quatre pays arabes³ et constatent que l'enseignement supérieur est la variable explicative la plus importante. Verme et al. (2016) concluent que la nature de la croissance économique au Maroc et les normes de genre interagissent pour déterminer la participation des femmes au marché du travail. En particulier, ils affirment que les femmes ayant un niveau d'éducation secondaire sont incapables de trouver un emploi, ce qui encourage le mariage et décourage l'offre de travail féminin. Les travaux mentionnés précédemment n'explorent pas la manière dont les caractéristiques démographiques affectent la participation des femmes au marché du travail pour différentes périodes. Ils n'accordent pas non plus d'attention aux attributs des autres membres du ménage qui pourraient également influencer les décisions des femmes en matière de travail.

D'autres courants de la littérature soulignent l'importance des rôles traditionnels sur la participation des femmes au marché du travail. Les valeurs d'une société – croyances et motivations autres que les facteurs économiques – peuvent façonner le comportement individuel et jouer un rôle dans la détermination de l'offre de main-d'œuvre féminine. Une manifestation clé de ces traits est l'attitude de l'individu envers le travail et sa relation avec le genre. Au Chili, par exemple, Contreras and Plaza (2010) constatent que plus les femmes intériorisent des valeurs culturelles conservatrices, moins elles participent au marché du travail, ce qui annule les effets positifs de l'accumulation de capital humain. L'identité⁴ influe également

3. les données du Maroc correspondent à l'Enquête démographique et de santé (EDS) de 2004.

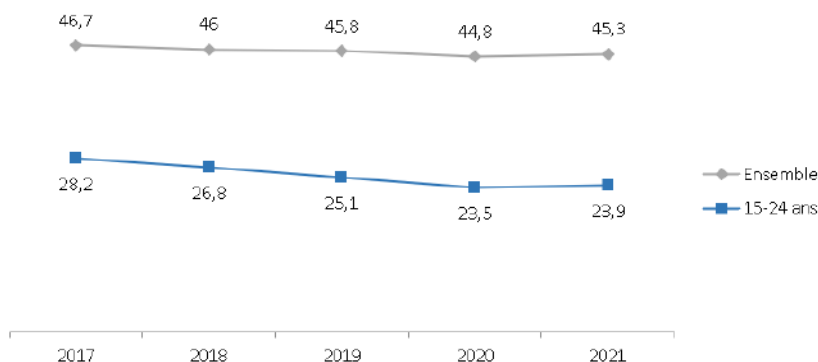
4. C'est-à-dire le lien entre certaines catégories sociales et les attentes à leur égard.

sur les décisions des individus (Akerlof and Kranton, 2000). Dans la région MENA, les femmes ayant une forte identité traditionnelle ont une probabilité inférieure de 5 points de pourcentage d'entrer sur le marché du travail (Hayo et Caris, 2013).

II État des lieux de la participation des jeunes femmes au marché du travail marocain

Dans le contexte actuel marqué par la persistance des chocs, la transition démographique avancée et la forte demande sociale, l'emploi constitue un défi des années à venir au Maroc. Il est au centre du débat politique national. Ce défi est perceptible sous deux formes contrastées, à savoir l'exclusion du marché du travail et la précarité dans l'exercice des activités économiques. Une telle évolution, par son ampleur, sa persistance et surtout ses projections dans le court et moyen terme, permet d'identifier la question de la création d'emplois et principalement la place des femmes dans le marché du travail au cœur des dispositifs politiques relatifs au développement.

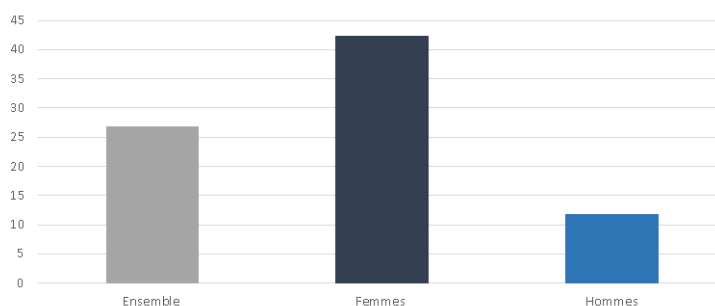
FIGURE 1.1 – Évolution des taux d'activité entre 2017 et 2021 (en %)



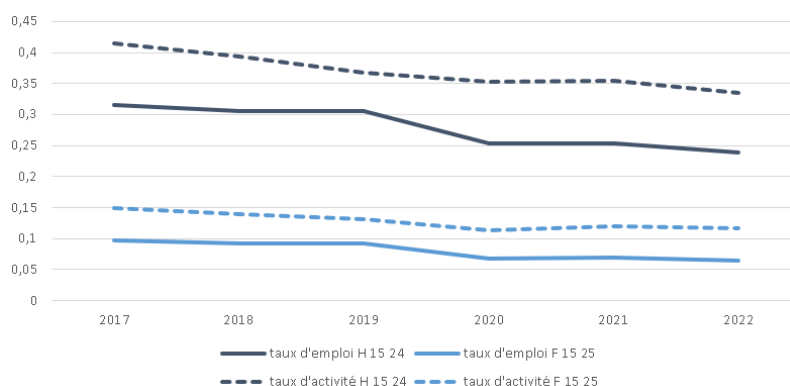
Source : Élaboré par les auteurs à partir des données du HCP

La participation des jeunes à la population active est faible (23,9 %) contre (45,3 %) pour l'ensemble de la population. Le taux d'emploi des jeunes est de (28,9 %) dans les zones rurales contre (20,6 %) dans les zones urbaines. Il est trois fois plus élevé pour les jeunes hommes (35,4 %) que pour les jeunes femmes (12,1 %). Au cours des cinq dernières années, la baisse du taux d'activité a été plus prononcée chez les jeunes. Leur taux a diminué de 4,3 points, contre 1,4 point pour l'ensemble de la population en âge de travailler (15 ans et plus).

La figure 1.2 montre la proportion des jeunes âgés de 15 à 24 ans qui sont considérés comme des NEET s'élève à 26,3%. . En ventilant l'analyse par sexe, on remarque que plus de 42% des jeunes femmes ne sont ni dans l'éducation ni dans l'emploi, contre 11 % des jeunes hommes. En effet, un écart de 31% entre les deux genres en termes de NEET entre 15 et 24 ans reflète la marginalisation des jeunes femmes dans le système éducatif et sur le marché du travail.

FIGURE 1.2 – Part des NEETs âgés de 15 à 24 ans par sexe en 2019

Source : Élaboré par les auteurs à partir des données du HCP

FIGURE 1.3 – Population en âge de travailler, taux d'activité et d'emploi des jeunes par sexe entre 2017 et 2022

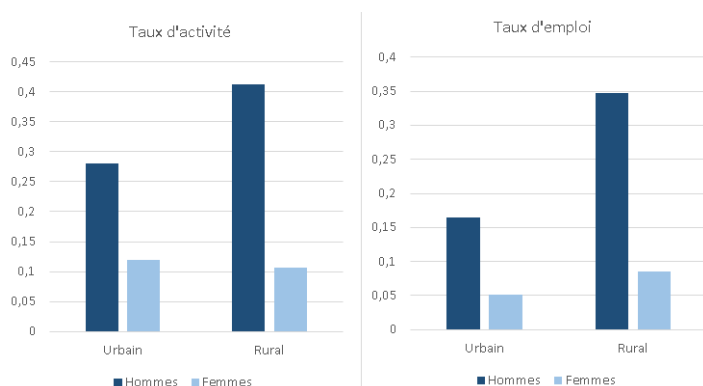
Source : Élaboré par nos soins à partir des données du HCP

L'analyse de l'activité et de l'emploi des jeunes de 15 à 24 ans par sexe révèle certaines caractéristiques du marché du travail marocain. En effet, les taux d'emploi et d'activité pour les deux sexes montrent une tendance à la baisse entre 2017 et 2022. Bien que l'écart entre les sexes en matière d'activité et d'emploi se soit réduit au cours des dernières années, passant respectivement de 26% et 21 % à 21 % et 17 %, il reste relativement élevé, reflétant l'exclusion des jeunes femmes du marché du travail.

En 2022, les écarts d'activité et d'emploi entre les jeunes hommes et les jeunes femmes âgés de 15 à 24 ans étaient respectivement de 15,9 % et de 11,3 % dans les zones urbaines, tandis que dans les zones rurales, ces écarts étaient plus élevés, à savoir 30,8 % et 26,11 % respectivement. Cela reflète la plus grande marginalisation

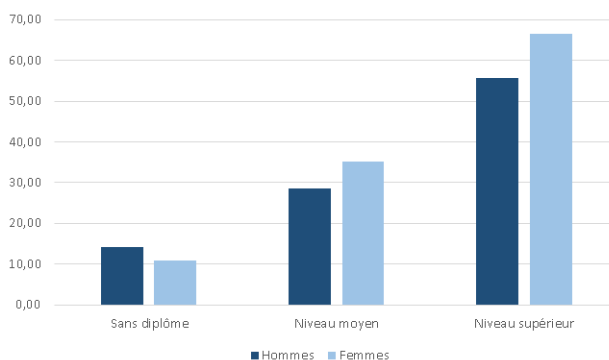
des jeunes femmes dans les zones rurales, qui ont moins accès au système éducatif que leurs homologues urbaines et qui sont principalement engagées dans des travaux domestiques et agricoles non rémunérés. Cette différence implique qu'une plus grande attention doit être accordée à la participation des jeunes femmes au marché du travail dans les zones rurales.

FIGURE 1.4 – Taux d'activité et d'emploi des jeunes par sexe et par milieu de résidence en 2022



Source : Élaboré par les auteurs à partir des données du HCP

FIGURE 1.5 – Taux d'activité des jeunes par sexe et par diplôme en 2022

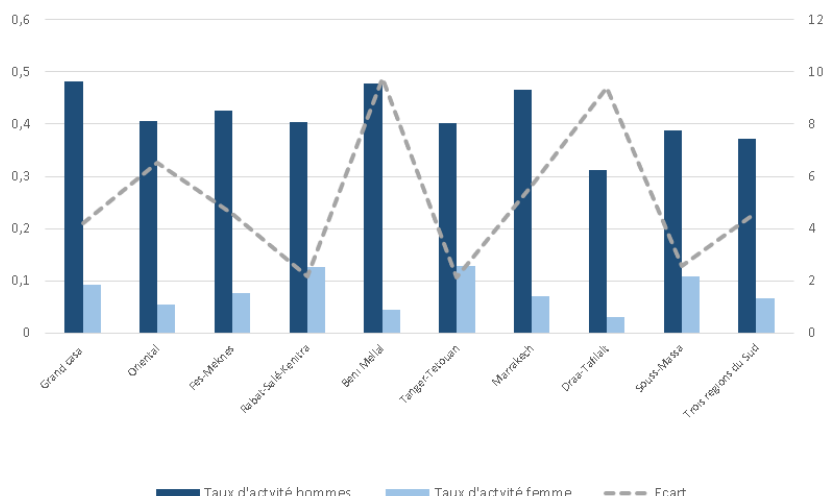


Source : Élaboré par les auteurs à partir des données du HCP

L'analyse de la situation des jeunes par diplôme en 2022 révèle l'une des principales caractéristiques du marché du travail marocain : le taux de chômage est plus élevé pour les jeunes les plus diplômés, et l'écart entre les sexes est plus important contre les jeunes femmes. Cependant, pour les jeunes sans diplôme, le taux de chômage est plus élevé pour les hommes que pour les femmes.

Selon l'Enquête panel de ménages de 2017⁵, l'écart d'activité entre les sexes

5. L'Enquête panel de ménages réalisée par l'ONDH.

FIGURE 1.6 – Taux d'activité des jeunes par sexe et par région en 2017

Source : Élaboré par les auteurs à partir des données de l'enquête de l'ONDH 2017

varie selon les régions enquêtées, les régions éloignées du centre et les régions dynamiques, comme Tanger-Tétouan ou Souss-Massa, qui ont des écarts d'activité très faibles entre les jeunes hommes et les jeunes femmes, enregistrent des écarts d'activité importants entre les deux sexes. Au niveau de la région de Beni Mellal-Khénifra, les jeunes hommes sont dix fois plus actifs que les femmes du même âge. Ces régions se caractérisent par un conservatisme relativement élevé et la persistance du mariage coutumier chez les jeunes femmes, ce qui réduit encore plus leurs chances de participer au marché du travail.

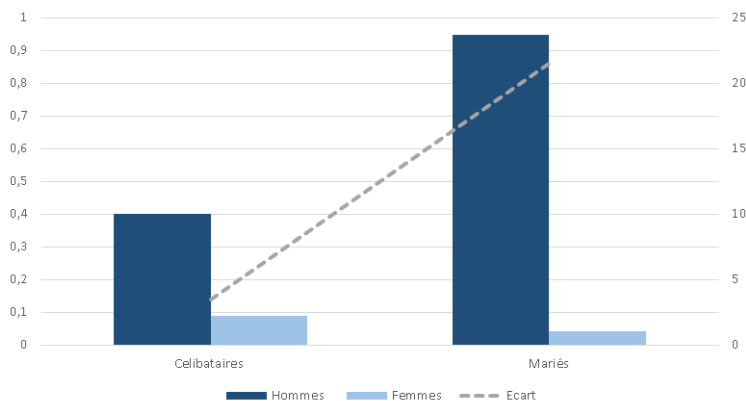
En tenant compte de l'état matrimonial des jeunes, on constate que le taux d'activité des jeunes hommes augmente lorsqu'ils se marient, alors que celui des jeunes femmes diminue. En effet, un célibataire de 15 à 24 ans participe trois fois plus qu'une jeune femme de même statut, alors qu'un homme marié a un taux d'activité 20 fois supérieur à celui d'une jeune femme mariée. Cela s'explique par le fait que le mari est censé subvenir aux besoins financiers du ménage, tandis que la femme s'occupe des travaux ménagers non rémunérés. Il est également important de noter qu'une grande partie des femmes mariées âgées de 15 à 24 ans quittent prématurément le système éducatif, ce qui réduit encore leurs chances de participer au marché du travail.

III Modèle et analyse exploratoire

Modèle théorique et méthodologie

Nous avons utilisé la méthode de régression logistique pour analyser empiriquement les facteurs qui influent sur la participation des jeunes âgés de 15 à 24 ans sur le marché du travail, ainsi que leur employabilité. Dans cette étude, nous

FIGURE 1.7 – Taux d'activité des jeunes par sexe et état matrimonial en 2017



Source : Élaboré par les auteurs à partir des données de l'enquête de l'ONDH 2017

avons estimé une fonction de participation pour les jeunes femmes et hommes sur le marché du travail au Maroc. La variable dépendante dans cette analyse est qualitative et comporte deux valeurs.

$$\begin{cases} 1 : \text{si les jeunes femmes et hommes âgés de 15-24 ans sont en activité} \\ 0 : \text{si les jeunes femmes et hommes âgés de 15-24 ans sont inactifs} \\ \pi_i = \logit(\rho_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}X_{i1} + \dots + \beta_{ik}X_{ik} \end{cases} \quad (1.1)$$

$\pi_{if}(\pi_{ih})$ la probabilité qu'une jeune femme (ou jeune homme) participe au marché du travail, i allant de 1 jusqu'à n (taille de l'échantillon).

Une seconde étape nous estimons la même fonction de régression logistique mais en considérant la variable (emploi) qui prend deux modalités (emploi et chômage) comme variable dépendante.

$$\begin{cases} 1 : \text{si les jeunes femmes et hommes âgés de 15-24 ans sont employés} \\ 0 : \text{si les jeunes femmes et hommes âgés de 15-24 ans sont chômeurs} \\ \pi_i = \logit(\rho_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}X_{i1} + \dots + \beta_{ik}X_{ik} \end{cases} \quad (1.2)$$

Description des données

La base de données utilisée pour l'estimation économétrique est l'enquête des ménages de l'ONDH en 2017. Cette enquête est menée sur toute l'étendue du territoire national et elle est basée sur un échantillon 11961 jeunes âgés de 15-24 ans dont 50,5% sont des hommes et 49,5% sont des femmes.

Les variables utilisées sont : l'âge, Milieu de résidence, le niveau scolaire et l'état matrimonial et la taille du ménage.

TABLE 1.1 : Descriptions des variables du modèle de régression logistique

VARIABLES	DESCRIPTIONS	SOURCES
Âge (15-24)	Âge en années de l'individu au moment de l'enquête	Données de l'enquête 2017 de l'ONDH
Milieu de résidence	Urbain Rural	
Diplôme	Préscolaire Primaire Collège Lycée Supérieur	
Statut matrimonial	Célibataire Marié Divorcés	
Emploi	Actif occupé Chômeurs	
Activité	Actif Inactif	
Taille du ménage	Nombre d'individus constituant le ménage.	

Source : Élaboré par les auteurs

IV Résultats et discussion

L'analyse de l'activité des jeunes entre 15 et 24 ans fait ressortir plusieurs facteurs qui peuvent expliquer les inégalités gendrielles auprès des jeunes au marché de travail marocain. Des facteurs spatiaux tels que l'appartenance au milieu rural qui pénalise l'activité des jeunes femmes de (-59%) en faveur des jeunes hommes. Ainsi que des facteurs sociodémographiques, à savoir l'âge ou l'état matrimonial, influe l'activité des femmes par rapport aux hommes. On note pour chaque année passée entre 15 et 24 ans une jeune femme à 43% plus de chances de participer au marché de travail, cependant un homme à 77,4% plus de chance d'être actif. En, les compare-t-on, ressort qu'une femme à 19 % moins de chances de faire partie de la population active qu'un homme. Le fait d'être marié favorise l'activité des hommes et limite celle des femmes, en effet, une femme mariée 98% moins de chances de participer au marché de travail qu'un homme. On note que l'effet de l'éducation sur l'activité diffère entre les femmes et les hommes. Globalement, on note que l'éducation affecte positivement l'activité des femmes, en revanche, cette variable agit négativement sur la participation des hommes au marché du travail. Plus le niveau d'étude augmente, plus les chances d'activité des jeunes entre 15 et 24 ans se détériorent. En outre, la taille du ménage affaiblit la participation des jeunes femmes au marché du travail par rapport aux jeunes hommes de 11%.

L'analyse de l'emploi des jeunes entre 15 et 24 ans fait ressortir plusieurs facteurs qui peuvent expliquer les inégalités gendrielles auprès des jeunes au marché de travail marocain. Des facteurs spatiaux tels que l'appartenance au milieu rural qui favorisent l'emploi des jeunes hommes de (-57%) au détriment des jeunes

TABLE 1.2 : Impact des différents facteurs sur l'activité des jeunes par genre

Activité	Coefficient		Odd ratio		Ecart relatif
	Homme	Femme	Homme	Femme	
Milieu					
Rural	0,375***	-0,531***	1,455***	0,588***	-0,596
Age	0,573***	0,359***	1,774***	1,432***	-0,193
Etat matrimoniale					
Mari monogame, marié	2,52***	-1,811***	12,429***	0,163***	-0,987
Divorcé	-0,576	0,366	0,562	1,442	1,565
Niveau scolaire					
Primaire		0,419**		1,520***	0,520
Collège	-1,227***	0,545***	0,293***	1,725***	4,883
Lycée	-3,349***	0,092	0,035***	1,096	30,218
Supérieur	-4,624***		0,010***		-1,000
Taille du ménage	-0,043**	-0,16***	0,958**	0,852***	-0,110
_cons	-9,357	-8,959***	0,000	0,000***	0,489

Source : Élaboré par les auteurs

TABLE 1.3 : Impact des différents facteurs sur l'emploi des jeunes par genre

Emploi	Coef		Odd ratio		
	Homme	Femme	Homme	Femme	
Milieu					
Rural	0,859***	0,015	2,360***	1,015	-0,570
Age	0,140***	0,025	1,150***	1,025	-0,109
Etat matrimoniale					
Mari monogame, marié	2,271***	2,214***	9,689***	9,152***	-0,055
Divorcé	-0,116	0,366	0,890	1,442	0,619
Niveau scolaire					
Collège	-0,628***	-1,146***	0,534***	0,318***	-0,404
Lycée	-1,1***	-1,399***	0,333***	0,247***	-0,258
Supérieur	-1,849***	-1,691***	0,157***	0,184***	0,171
Taille du ménage	-0,057**	-0,12**	0,945**	0,887**	-0,061
_cons	-1,582***	1,071	0,206***	2,918	13,197

Source : Élaboré par les auteurs

femmes. Ainsi que des facteurs sociodémographiques tels que l'âge ou l'état matrimonial influent l'employabilité des femmes par rapport aux hommes. On note pour chaque année passée entre 15 et 24 ans, un homme à 10% plus de chances d'être actif occupé qu'une femme du même âge. Pour les jeunes actifs Le fait d'être

marié favorise l'emploi des hommes à 5% plus que les femmes. On note que l'effet de l'éducation sur l'emploi des jeunes entre 15 et 24 ans diffère selon le sexe. Globalement, on note que l'éducation affecte négativement l'emploi des jeunes, cependant, tout en avançant dans les études, les chances d'emploi des jeunes femmes entre 15 et 24 ans s'améliorent par rapport aux hommes passant de moins 40% de chance d'emploi pour les diplômées du collège à plus 17% pour les diplômées universitaires.

En outre, la taille du ménage affaiblit l'emploi des jeunes femmes par rapport aux jeunes hommes de 6%. Les résultats de l'analyse de l'activité et de l'emploi des jeunes hommes et femmes par la régression logistique affirment l'existence de plusieurs disparités entre les deux genres dans le marché de travail marocain, provenant de différentes dimensions. D'un point de vue spatial, nous remarquons que le fait d'appartenir au milieu rural affaiblit l'activité et l'emploi des jeunes femmes par rapport à celle des jeunes hommes ceci s'explique par la masculinisation d'une grande partie des emplois ruraux rémunérés, ainsi les jeunes femmes se trouvent à faire des tâches ménagères non rémunérées ou bien en une situation d'emploi informel telles des activités d'exploitation familiale ou la rémunération est au nom du chef du ménage. On note aussi que le milieu rural est doté d'une culture conservatrice ce qui réduit significativement l'activité et l'emploi des jeunes femmes, sans oublier les habitudes de mariages précoces et coutumiers des jeunes femmes amplifient leurs situations dans le marché de travail ce qui retarde de plus en plus le développement économique et sociale des femmes.

D'un point de vue sociodémographique, on note que l'âge impacte négativement l'activité des jeunes femmes par rapport à leurs homologues masculins, mais l'impact sur l'employabilité est plus élevé que sur l'emploi. Une jeune femme perd 19% de ses chances d'activité par rapport à un homme de la même tranche d'âge pour chaque année passée entre 15 et 24 ans, ceci s'explique principalement par l'arbitrage qui se fait entre la participation au marché de travail et les tâches ménagères tout en s'approchant des trentaines. Ceci devient de plus en plus évident lorsque le ménage est de grande taille contenant des individus âgés ou en bas âge, sans oublier que le fait de se marier réduit considérablement l'activité des jeunes femmes par rapport aux jeunes hommes, vu que ces derniers se spécialisent en moyenne dans les activités génératrices de revenu pour le ménage, tandis que la conjointe a des responsabilités plus importantes dans le foyer notamment en présence des enfants. Pour ceux qui décident de participer au marché du travail, le mariage impacte positivement l'employabilité des deux sexes, sauf que les jeunes hommes ont 5% de plus de chances que les jeunes femmes.

On remarque que l'âge et le fait d'être marié ont un effet plus important sur l'activité que sur l'emploi ou une jeune femme en avançant dans l'âge ou en se mariant est plus susceptible de sortir de l'activité que continuer à chercher un emploi. On note que le niveau d'éducation impacte positivement l'activité féminine par rapport aux hommes de la tranche d'âge entre 15 et 24 ans. En effet, les jeunes

femmes quittent précocement le système éducatif que les jeunes hommes, ce qui leur permet de s'insérer plus rapidement au marché du travail qu'un homme qui poursuit ses études universitaires. On remarque que les différents niveaux d'éducation impactent négativement l'employabilité des jeunes. En effet, le marché du travail marocain est caractérisé par le chômage des jeunes diplômés, l'analyse en profondeur révèle que tout en améliorant le diplôme, l'écart relatif de son impact sur l'employabilité des deux genres rétrécit et tend en faveur des femmes si le milieu. Donc, il est incontournable que l'éducation améliore la position des jeunes femmes dans le marché de travail.

Conclusion

Le présent chapitre est une tentative de donner une réponse sur l'effet de certains déterminants spatiaux, culturels et sociodémographiques sur les inégalités de genre chez les jeunes âgés de 15 à 24 ans sur le marché du travail marocain. L'analyse du marché du travail des jeunes révèle des situations préoccupantes. L'environnement économique qui est plus ou moins favorable depuis une décennie, notamment en termes de croissance économique, ne produit pas encore les effets attendus sur le marché du travail. Les mécanismes de répercussion des gains en termes de croissance sont bloqués par un marché de travail assez précaire pour les jeunes en général et pour les jeunes femmes en particulier.

En utilisant une modélisation par régression logistique sur la base des données de l'enquête des ménages de l'ONDH pour l'année de 2017 afin de mettre en lumière les principaux facteurs expliquant les inégalités gendrielles chez les jeunes âgés de 15 à 24 ans sur le marché du travail marocain. Les résultats des estimations mettent en évidence que l'appartenance au milieu rural, le mariage des jeunes femmes, le faible niveau scolaire ainsi que l'appartenance à un ménage de grande taille accentuent les inégalités sur le marché du travail marocain au détriment des jeunes femmes.

En termes d'implication de politique publique, cette recherche fournit des informations de base nécessaires pour une meilleure appréhension en vue de relever le défi de l'emploi des jeunes femmes. Ainsi, l'incidence négative de l'éducation sur le niveau d'emploi augure une obligation vers une meilleure adéquation formation-emploi, la création des mécanismes incitatifs et d'insertion des jeunes femmes au marché du travail. En effet, il revient aux pouvoirs publics de mettre en place des structures de formation dans les domaines qui attirent le capital humain féminin en vue d'améliorer l'employabilité en général et lutter contre les inégalités gendrielles chez les jeunes femmes au Maroc.

Références

- Akerlof, G. A., & Kranton, R. E. (2000). Economics and identity. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(3), 715-753.
- Andrés, M. C. C., & Machí, M. C. M. (2023). Gender gap decomposition in employment rate of young people. *Economics & Sociology*, 16(1), 71-84.
- Assaad, R., & Zouari, S. (2003). The timing of marriage, fertility, and female labor force participation in Morocco. In *The Ninth Annual Conference of the Economic Research Forum*, UAE.
- Bettio, F., Verashchagina, A., & Camilleri-Cassar, F. (2009). Gender segregation in the labour market : Root causes, implications and policy responses in the EU. *European Commission*.
- Contreras, D., & Plaza, G. (2010). Cultural factors in women's labor force participation in Chile. *Feminist Economics*, 16(2), 27-46.
- Duflo, E. (2012). Women empowerment and economic development. *Journal of Economic Literature*, 50(4), 1051-1079.
- Hayo, B., & Caris, T. (2013). Female labour force participation in the MENA region : The role of identity. *Review of Middle East Economics and Finance*, 9(3), 271-292.
- Herrera, C., Sahn, D. E., & Villa, K. M. (2019). Teen fertility and female employment outcomes : Evidence from Madagascar. *Journal of African Economies*, 28(3), 277-303.
- Killingsworth, M. R., & Heckman, J. J. (1986). Female labor supply : A survey. In *Handbook of Labor Economics* (Vol. 1, pp. 103-204). Elsevier.
- Kovalenko, M., & Mortelmans, D. (2014). Does career type matter? Outcomes in traditional and transitional career patterns. *Journal of Vocational Behavior*, 85(2), 238-249.
- Kuépié, M., Nordman, C. J., & Roubaud, F. (2013). Education and labor market outcomes in urban West Africa. In *Urban labor markets in sub-saharien Africa* (pp. 163-198). *World Bank*.
- OECD. (2017). *The pursuit of gender equality : An uphill battle*. OECD Publishing.
- Patel, J. (2020). Despite perceptions of gender equality, Africa's rural women bear brunt of economic exclusion. *Afrobarometer Dispatch*, 397.
- Rubery, J., & Grimshaw, D. (2011). Gender and the minimum wage. In *Regulating for Decent Work : New Directions in Labour Market Regulation* (pp. 226-254). London : Palgrave Macmillan UK.
- Singh, R., & Mukherjee, P. (2022). Exploring reasons for low female labour force participation in regular salaried jobs : Evidence from Young Lives longitudinal study in India. *Indian Journal of Human Development*, 16(2), 267-285.
- Spierings, N., & Smits, J. (2007). Women's labour market participation in

Egypt, Jordan, Morocco, Syria & Tunisia : A three-level analysis. In *IZA-World Bank Conference on Employment and Development* (pp. 1-25).

- Tabatabaei, M. G., & Mehri, N. (2019). Gender inequality in unpaid domestic housework and childcare activities and its consequences on childbearing decisions : Evidence from Iran. *Journal of International Women's Studies*, 20(2), 26-42.
- Verme, P., Barry, A. G., & Guennouni, J. (2016). Female labor participation in the Arab world : Evidence from panel data in Morocco. *Labour*, 30(3), 258-284.

2 Développement économique et emploi des jeunes femmes au Maroc : Évidences en séries chronologiques sur l'hypothèse de la relation en forme de U

Taha NAMRI, Zaynab BENABDALLAH

Résumé

Au Maroc, la participation des jeunes femmes âgées de 15 à 24 ans sur le marché du travail est un sujet de préoccupation en raison des défis auxquels elles sont confrontées. En dépit des nouveaux emplois créés grâce à la croissance économique et du processus de changement structurel du marché du travail marocain, les femmes continuent de faire face à des obstacles tels que la discrimination et l'accès limité aux opportunités de carrière. Cette étude se situe parmi les premières à explorer les liens non linéaires entre le développement économique et l'emploi des jeunes femmes âgés de 15-24 ans au Maroc et de déterminer si cette relation vérifie l'hypothèse de la forme de U. Pour y parvenir, le modèle ARDL est utilisé pour évaluer les dynamiques de court et long termes de cette relation et fournir des indications utiles pour des politiques publiques visant à favoriser l'égalité des genres sur le marché du travail marocain. Nos résultats attestent une relation quadratique concave entre la croissance du PIB par habitant et l'emploi des jeunes femmes entre 15 et 24 ans dans le marché de travail marocain ou la hausse du revenu par habitant induit une baisse du taux d'emploi féminin, confirmant la position du Maroc dans la phase descendante de la courbe en U.

Mots-clés : Participation des jeunes femmes-Marché du travail-Maroc-ARDL

Ce chapitre a bénéficié du soutien du CNRT dans le cadre de la bourse "PhD-Associate Scholarship – PASS".

Economic Development and Young Women's Employment in Morocco : Time Series Evidence on the U-Shaped Hypothesis

Abstract

In Morocco, the participation of young women aged 15 to 24 in the labor market is a matter of concern due to the challenges they face. Despite the new jobs created thanks to economic growth and the process of structural change in the Moroccan labor market, women continue to face barriers such as discrimination and limited access to career opportunities. This study is among the first to explore the non-linear links between economic development and the employment of young women aged 15-24 in Morocco, and to determine whether this relationship tests the U-shaped hypothesis. To achieve this, the ARDL model is used to assess the short- and long-term dynamics of this relationship and provide useful insights for public policies aimed at fostering gender equality in the Moroccan labor market. Our results attest to a concave quadratic relationship between GDP per capita growth and the employment of young women aged 15-24 in the Moroccan labor market, where rising per capita income induces a decline in the female employment rate, confirming Morocco's position in the descending phase of the U-shaped curve.

Keywords : Young women's participation - Labor market - Morocco - ARDL

This chapter was conducted with the support of CNRT under the "PhD-Associate Scholarship – PASS".

Introduction

L'économie marocaine a connu une croissance régulière avant la crise sanitaire de la covid-19, ce qui a été accompagné par une création de nouveaux emplois sur le marché du travail (362000 emplois créés entre 2017 et 2019)¹. Cependant, malgré cette croissance et création d'emploi, les jeunes femmes âgées de 15 à 24 ans connaissent des taux d'emplois très faibles comparant aux hommes et continuent de subir des discriminations liées au genre sur le marché du travail, ce qui limite leur accès à l'emploi décent et les maintient dans la pauvreté. Bien que la croissance économique ait créé de nouveaux emplois pour les jeunes femmes, son impact sur l'égalité des genres sur le marché du travail est limité. En effet, les femmes tardent de plus en plus en matière de participation à la vie active².

Les normes culturelles restrictives continuent de limiter l'accès des jeunes femmes à l'éducation et à la formation, ce qui les empêche de se qualifier pour des emplois mieux rémunérés et plus stables et les confinent dans les bas niveaux de la hiérarchie professionnelle (HCP). En outre, les jeunes femmes sont souvent victimes de discrimination dans l'accès à l'emploi.

L'objectif central de cet article est de déterminer les dynamiques de court et long termes de la relation non linéaire entre développement économique et l'emploi des jeunes femmes au Maroc en apportant une réponse à la problématique suivante : **Dans quelle mesure l'accroissement du PIB par habitant influence-t-il l'emploi des jeunes femmes au Maroc ?**

À notre connaissance, aucune étude n'a exploré cette relation entre développement économique et emploi des jeunes femmes, tout en la liant à la courbe en U, ce qui positionne cet essai parmi les premiers à explorer les relations non linéaires entre le développement économique et l'emploi des jeunes femmes âgés de 15-24 ans au Maroc et de déterminer si les relations susmentionnées vérifient l'hypothèse de la forme en U.

Le présent travail s'articule autour de trois axes, commençant par une revue de littérature théorique et empirique permettant de cerner la relation entre le développement économique et la participation des femmes sur le marché du travail en mettant l'accent sur l'hypothèse de la relation en U, ainsi que d'autres déterminants de la participation des femmes au marché du travail. Ensuite, nous présentons les principaux indicateurs de la participation des jeunes femmes de 15 à 24 ans au Maroc ainsi qu'une vérification empirique de la relation en U inversé entre le PIB par habitant et l'emploi des jeunes femmes. Enfin, nous réalisons une étude empirique à l'aide d'un modèle économétrique permettant d'identifier les relations de court et de long termes entre l'emploi des jeunes femmes et le niveau du développement économique en testant l'hypothèse de la relation en U pour le cas marocain.

1. Direction de l'Observatoire National du Marché du Travail (2020) « Le marché du travail en 2019 »

2. Le rapport mondial sur les inégalités de genre en 2017

I Motivations théoriques et empiriques

Une large littérature s'est développée au cours des dernières décennies sur les déterminants de la participation des femmes au marché du travail. L'hypothèse en forme de U établit une corrélation en coupe transversale entre le niveau de développement économique d'un pays et la participation des femmes à la force de travail (Durand (1975), Psacharopoulos et Tzannatos (1989), Goldin (1995)). Cette théorie suggère que la participation des femmes au marché du travail est élevée dans les pays aux premiers stades du développement, en raison de l'importance du secteur agricole qui requiert du travail non qualifié et leur offre la possibilité de travailler tout en gardant leurs enfants dans des fermes familiales. Cependant, la transformation structurelle de l'économie vers l'industrie limite la participation des femmes en raison de leur incapacité de travailler en gardant les enfants et par le fait de leurs faibles qualifications. S'ajoutant à cela les préjugés contre les femmes pour les tâches qui nécessitent un effort physique important qui exercent un effet négatif sur leur participation (Gaddis, 2013). Néanmoins, à un niveau élevé du développement économique, accompagné par un investissement massif en capital humain féminin permettant aux femmes d'avoir autant de qualification que les hommes, la hausse de la demande du travail qualifié offre la possibilité pour les femmes d'être recrutées pour des emplois non agricoles plus spécialisés et de jouer un rôle plus important sur le marché du travail, conduisant ainsi à une hausse de leur participation économique (Sanghi et al., 2015; Mehrotra et Parida, 2017).

Plusieurs économistes ont étudié la participation de la force de travail féminine et ont constaté une courbe en forme de U dans la plupart des analyses transnationales. Pampel et Tanaka en 1986 ainsi que Psacharopoulos et Tzannatos en 1989 ont remarqué trois faits stylisés de la participation des femmes au marché du travail selon le niveau du développement des pays. Les économies les moins développées ont généralement des taux élevés de participation de la force de travail féminine, en partie en raison du rôle important joué par les activités agricoles qui emploient souvent des femmes en tant que travailleuses familiales non rémunérées. Cependant, les pays en développement qui ont entamé leur processus d'industrialisation ont tendance à avoir des taux plus faibles de participation de la force de travail féminine. Kottis (1990) et Tansel (2001) expliquent cette phase par des obstacles psychologiques, culturels, qui peuvent limiter la participation des femmes à la force de travail dans les premiers stades du développement. Tandis que dans les pays développés, l'accélération de la croissance crée plus d'opportunité d'emploi pour les femmes, Fatima et Sultana (2009), et l'accumulation du capital humain chez les femmes, à travers l'éducation et les formations, améliore leur participation au marché du travail (Patel, 2019 et Sahoo et Klasen, 2018). Ces résultats sont soutenus par (Goldin, 1995; Cagatay and Ozler, 1995; Tam, 2011; Tsani et al. 2013 et Chapman 2015). Cependant, d'autres travaux ont remis en cause l'hypothèse de la relation en forme de U entre la participation des femmes à l'économie et le niveau du déve-

loppement. Verme (2015) a testé la validité de l'hypothèse de la relation en U entre PFMT et le niveau du développement économique pour la région MENA entre 1990 et 2012, ses résultats ne présentaient aucune évidence claire sur l'hypothèse de la relation en forme en U. Ses résultats s'alignent avec ceux trouvés par Olivetti 2013 sur 16 pays d'Amérique. Enfin, Idowu et Owoeye (2019b) ont montré la non-validité de l'hypothèse de la relation en U pour un panel de 20 pays Africains entre 1990 et 2018, les auteurs affirment plutôt une relation en U inversée entre l'offre de travail féminine et le développement économique en Afrique.

D'autres études se sont focalisées sur des analyses en séries chronologiques pour investiguer la validité de l'hypothèse de la relation en U dans le cas d'un seul pays. Goldin (1995) a vérifié l'hypothèse de la courbe en forme de U sur la base des données en série temporelle des Etats unies d'Amérique, ses résultats confirment que la participation des femmes au marché du travail est faible au début du processus du développement et augmente lorsque l'économie s'est développé. Ce résultat confirmant la relation convexe entre l'offre de travail féminine et le niveau du développement du pays est supporté par d'autres travaux sur la France et l'Angleterre, Tilly and Scott (1987) et en Turquie, Tansel (2001). Conjointement au niveau du développement et à la croissance économique, d'autres facteurs interviennent pour expliquer la participation des femmes au marché du travail. On note la fécondité, le niveau d'éducation, ainsi que d'autres facteurs culturels.

Le capital humain est considéré par plusieurs études comme un déterminant majeur de la participation des femmes au marché du travail. En effet, l'accumulation du capital humain à travers l'éducation et la formation améliore la position des femmes dans le marché du travail ainsi que leurs chances d'employabilité, (Patel, 2019 et Sahoo et Klasen, 2018). Les pays qui se positionnent dans la phase descendante de la courbe en U connaissent des faibles niveaux de capital humain féminins qui ne leur permet pas d'accéder à des emplois requérant des qualifications élevées, ainsi grâce à l'investissement en capital humain féminin, ces dernières participent de plus en plus dans le marché du travail, c'est le cas des pays développés qui se situent dans la partie ascendante de la courbe en U. D'autres facteurs socioculturels peuvent inverser l'effet de l'éducation sur la participation des femmes au marché du travail (Chamlou et al., (2011) et Tan et Subramaniam, (2013); Tsani, (2013); Klasen, (2017)).

À l'issue de cette revue de littérature, l'hypothèse de la relation en forme de U entre le développement et la participation des femmes au marché du travail a suscité un large débat durant les cinquante dernières années. Alors que l'analyse de cette relation pour des échantillons mixtes de pays en développement et développés faire ressortir une courbe convexe en forme de U, certains travaux qui ont été menés sur des pays en développement notamment en Afrique annoncent une relation plutôt concave entre le développement économique et la participation féminine au marché du travail. Ceci peut en effet s'expliquer par la lenteur de la transformation structurelle de ces pays qui n'ont pas encore atteint le creux de la

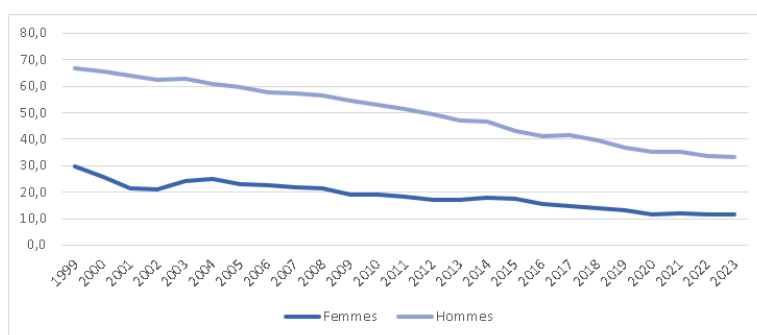
courbe et demeurent emprisonnées dans la partie descendante de la courbe en U.

Les travaux consultés sur la relation entre le développement économique et l'emploi féminin serviront comme une base de réflexion à partir de laquelle nous étendons l'analyse vers une exploration de la relation développement-emploi chez les jeunes femmes au Maroc et vérifier s'il suit aussi l'hypothèse de la relation en U.

II La participation des jeunes femmes sur le marché du travail au Maroc

Le Maroc témoigne d'une faible participation des jeunes des femmes au marché du travail. En 2023, selon les statistiques du Haut-Commissariat au Plan (HCP), le taux de participation des jeunes femmes au marché du travail au Maroc était de seulement 11,4%, comparé à 33% pour les jeunes hommes. En effet, les disparités de genre dans le marché du travail sont importantes, en particulier chez les jeunes âgés de 15 à 24 ans. Quoique le taux de participation au marché de travail soit à la baisse pour les jeunes entre 15 et 24 ans, les jeunes femmes restent sous représentées dans la population active, durant les dix dernières années le taux d'activité des jeunes hommes est en moyenne plus élevée que les jeunes femmes à hauteur de 180% avec 24 points de différence.

FIGURE 2.1 – Évolution du taux de participation des jeunes âgés de 15-24 ans sur le marché du travail marocain



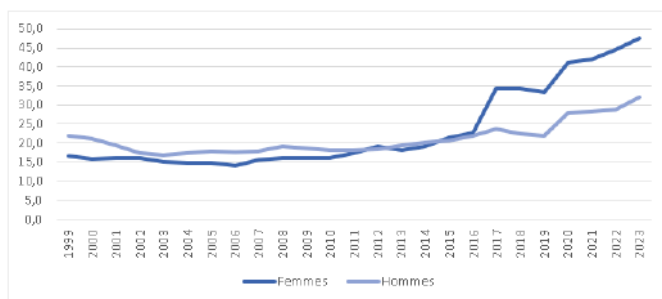
Source : Élaboré par les auteurs à partir des données du HCP

Il est également important de noter que les jeunes femmes marocaines sont souvent confrontées à une discrimination salariale importante, où elles sont payées moins que les hommes pour le même travail. Selon le rapport mondial de l'Organisation internationale du travail (OIT) sur les salaires 2020-2021, les femmes marocaines âgées de 15-24 ans gagnent en moyenne 20% de moins que les hommes. De plus, selon une enquête du Haut-Commissariat au Plan (HCP) publiée en 2020, les femmes au Maroc occupent des emplois moins bien rémunérés que les hommes, et seulement 3% des femmes occupent des postes de direction.

Aussi, l'examen du taux de chômage atteste que les mêmes inégalités sont observées chez les jeunes âgés de 15-24 ans. En 2016, le taux du chômage des jeunes femmes s'est accéléré de manière significative (une hausse de 50 % par

rapport au taux de 2015 contre une hausse de 8 % pour le taux du chômage des jeunes hommes dans la même durée) cette situation a créé un écart entre les taux du chômage des jeunes par genre, en défaveur des femmes, cet écart s'est amplifié au fil du temps passant de 3,6 % en 2016 à 48 % en 2023.

FIGURE 2.2 – Évolution du taux de chômage des jeunes âgés de 15-24 ans sur le marché du travail marocain

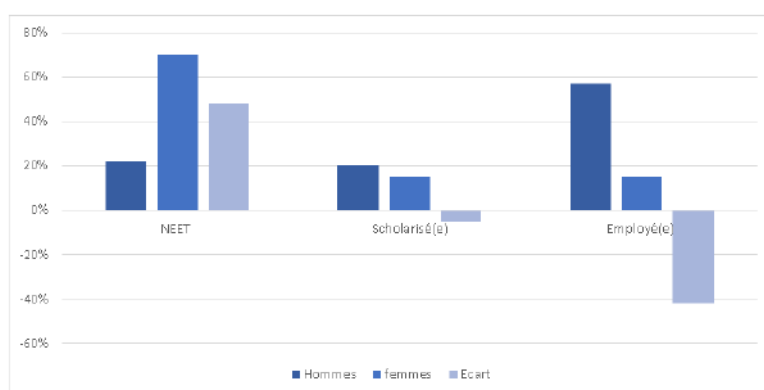


Source : Élaboré par les auteurs à partir des données du HCP

Il est important de souligner aussi que la pandémie de COVID-19 a eu un impact disproportionné sur les femmes, y compris les jeunes femmes, sur le marché du travail au Maroc. La pandémie de COVID-19 a agi comme un amplificateur des inégalités déjà existantes sur le marché du travail au Maroc, particulièrement pour les femmes. Les secteurs du tourisme et de la restauration, où les femmes étaient déjà surreprésentées, ont été durement touchés par les restrictions liées à la pandémie, entraînant une perte massive d'emplois et une précarisation accrue de celles et ceux qui ont pu conserver leur emploi. Les fermetures d'entreprises, les restrictions de déplacement et les mesures de distanciation sociale ont exacerbé les difficultés économiques pour de nombreuses femmes, en particulier celles qui exercent dans des emplois informels ou précaires, où les filets de Sécurité sociale sont quasi inexistantes. De plus, les responsabilités familiales accrues pendant les périodes de confinement ont pesé de manière disproportionnée sur les femmes, les obligeant souvent à jongler entre le travail rémunéré et les tâches domestiques non rémunérées. Cette charge supplémentaire a entraîné une réduction de leur disponibilité pour le travail rémunéré, exacerbant ainsi les inégalités déjà présentes sur le marché du travail. En conséquence, la pandémie a non seulement mis en lumière les disparités de genre existantes, mais elle les a également amplifiées, mettant en péril les progrès réalisés en matière d'égalité des sexes et compromettant davantage la participation des femmes sur le marché du travail au Maroc. Ainsi, les disparités gendorielles au marché du travail et en matière de scolarisation se creusent en défaveur des femmes. Selon un rapport conjoint entre la banque mondiale et le HCP, 70% des femmes âgées de 24 ans sont ni en emploi, ni aux études, ni en formation contre 22% des hommes au même âge, avec 48 points

d'écart, les femmes sont désavantagées dans le marché du travail marocain. Le rapport indique également qu'en 2019, 20% des hommes âgés de 24 ans sont au système éducatif et 57% sont employés contre 15% des femmes en éducation et 15% en emploi.

FIGURE 2.3 – Part gendrielle des NEETs, des scolarisés et des actifs occupés en 2019



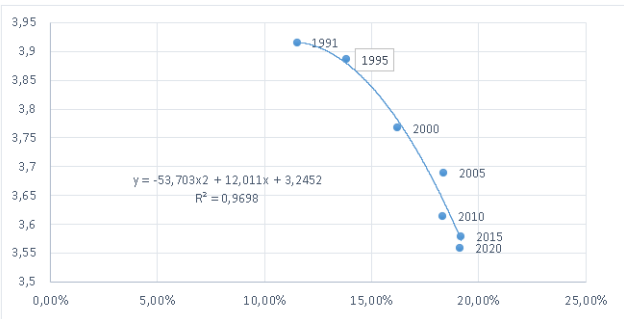
Source : Élaboré par les auteurs à partir des données du HCP

En outre, l'analyse de la relation entre l'emploi des jeunes femmes et le PIB par habitant au Maroc en utilisant des séries temporelles plutôt qu'une approche en coupe transversale indique que les deux variables sont reliées par une courbe concave, la hausse du PIB par habitant s'accompagne par une baisse de l'emploi des jeunes femmes, une corrélation négative forte de -0,92 a été observée entre le PIB par habitant et l'emploi féminin des jeunes âgées de 15-24 ans. Cette relation peut être interprétée en accord avec la théorie en U, qui suggère qu'au stade préliminaire de développement, la croissance économique s'accompagne d'un affaiblissement de la participation féminine sur le marché du travail.

L'analyse de la relation en « U » entre le PIB par habitant et les taux d'emploi féminin dans un échantillon représentatif de pays en 1991 et 2019 révèle une détérioration de la situation des jeunes femmes sur le marché du travail. En effet, les taux d'emploi des jeunes femmes en 2019 sont en moyenne inférieurs à ceux de 1991 au niveau mondial, comme le confirment les courbes d'ajustement. Dans ce contexte, le Maroc se positionne toujours sur la partie descendante de la courbe, ce qui signifie que l'augmentation du PIB par habitant s'accompagne d'une diminution du taux d'emploi des jeunes femmes.

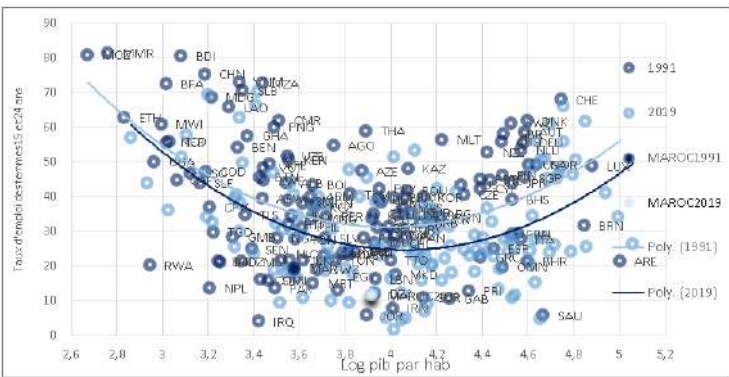
La figure 2.6 décrit le changement de la structure du marché de travail marocain entre 1999 et 2023. On remarque un déclin de la part de l'agriculture dans l'ensemble des emplois (de 46,2% en 1999 à 27,8% en 2023) ainsi qu'une montée de la part des services dans l'ensemble des emplois (passant de 33,4% en 1999 à 48,3% en 2023) et une faible hausse de l'emploi dans l'industrie (de 19,4% en 1999 à 23,8%

FIGURE 2.4 – PIB par habitant et emploi des jeunes femmes âgées de 15-24 ans au Maroc



Source : Élaboré par les auteurs

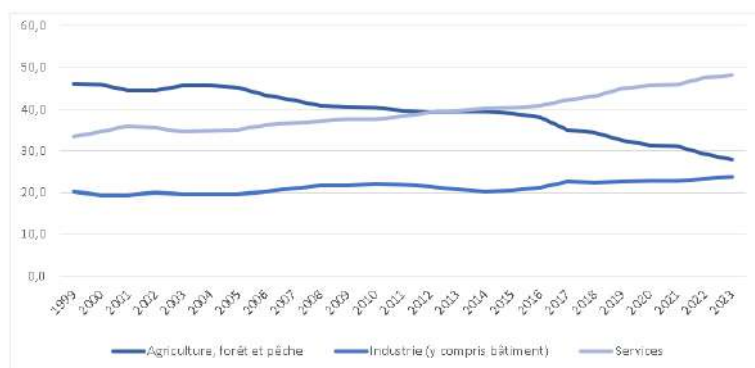
FIGURE 2.5 – Relation en forme de U entre le PIB par habitant et les taux d’emploi des jeunes femmes



Source : Élaboré par les auteurs

en 2023). Malgré cette tertiarisation précoce du marché du travail marocain, la participation des femmes dans ce marché demeure faible, situant le Maroc dans la partie descendante de la courbe en U.

À travers ces différents graphiques, on peut dégager certaines caractéristiques de l’économie marocaine et plus spécialement de son marché du travail qui peuvent nous éclairer sur la relation entre développement économique et l’emploi des femmes au Maroc. Ce dernier connaît un lent processus de transformation structurale, marqué par une stagnation de l’industrialisation, une tertiarisation précoce et une prédominance des activités informelles. Les jeunes femmes sont assujetties à des discriminations au marché du travail, connaissant de faibles niveaux d’activité et d’emploi ainsi que des taux de chômage élevés comparant aux hommes, avec

FIGURE 2.6 – Évolution de la part sectorielle dans le total des emplois

Source : Élaboré par les auteurs

des taux de scolarité faibles et une part importante qui n'est ni en éducation ni en emploi et ni en formation. Tenant compte de cette situation, le Maroc se positionne dans la partie descendante de la courbe en U avec une dégradation du niveau d'employabilité des jeunes femmes en 2019 par rapport à l'année 1991, témoignant d'une corrélation négative entre le niveau du développement et l'emploi des jeunes femmes.

III Méthodologie empirique

Stratégie empirique

Cette étude tente de déterminer l'effet du développement économique sur l'emploi des femmes entre 15 et 24 ans. Pour ce faire, nous nous référerons au modèle proposé par la littérature qui se présente comme suit 2.1 :

$$PFMT = f\left(\frac{PIB}{HAB}, \left(\frac{PIB}{HAB}\right)^2, X_t\right) \quad (2.1)$$

Le développement économique est souvent approximé par le PIB par habitant, un indicateur largement utilisé dans la littérature. Le PIB par habitant mesure la richesse moyenne produite par individu et reflète ainsi le niveau de vie dans un pays. Bien que cet indicateur ne capture pas certains aspects du développement, tels que la distribution des revenus et d'autres facteurs sociaux et environnementaux, il reste un outil synthétique puissant pour évaluer le développement économique (UN 2007). La variable PFMT exprime la participation des femmes dans le marché du travail. Sauf que pour cette étude, nous utiliserons le taux d'emploi au lieu du taux d'activité féminin entre 15 et 24 ans pour vérifier si l'hypothèse de la relation en U peut s'appliquer aussi pour le taux d'emploi des femmes qui suit d'ailleurs la même tendance que le taux d'activité au Maroc. Ainsi, investiguer le lien non linéaire entre le niveau du développement et l'employabilité des jeunes femmes, la non-linéarité serait capturée en utilisant le PIB par habitant et son carré. Le modèle

prend alors la forme suivante :

$$Ef_t = f \left(\left(\frac{PIB}{HAB} \right)_t, \left(\left(\frac{PIB}{HAB} \right)_t \right)^2, X_t \right) \quad (2.2)$$

Ef_t Représente le taux d'emploi des jeunes femmes entre 15 ans et 24 ans. X_t regroupe les variables de contrôle servant de déterminants de l'emploi féminin. En nous basant sur la littérature, nous retenons le taux de fécondité, exprimé par le nombre d'enfants qu'une femme peut avoir au cours de sa vie, ainsi que le taux d'inscription des filles à l'enseignement supérieur. La prise en compte de ces deux aspects, largement discutés dans la littérature sur les déterminants de l'employabilité et de la participation des femmes au marché du travail, améliore la qualité de l'analyse de la relation en U entre le développement économique et l'emploi des jeunes femmes au Maroc.

Données et modèle

Sur la base du modèle théorique présenté dans la section précédente, nous investiguons l'existence de relation de cointégration entre les variables pour déterminer les liens de long terme.

Avant d'appliquer les tests de cointégration, les variables utilisées pour étudier la relation entre la participation des femmes au marché du travail et le développement économique au Maroc seront présentées dans le tableau suivant.

TABLE 2.1 : Description des variables du modèle

Variables	Description	Ordre
Ef	Taux d'emploi des jeunes femmes entre 15 et 24ans	I(0)
$\log \frac{PIB}{HAB}$	Pib par habitant en PPA constant	I(1)
$\log \frac{PIB^2}{HAB}$	Pib par habitant en PPA constant au carré	I(1)
$ENSF$	Taux d'inscription des jeunes filles à l'enseignement supérieur	I(1)
FEC	Fécondité (nombre d'enfant par femme)	I(1)

Source : Élaboré par les auteurs

Ces données sont extraites de différentes bases des données de la Banque Mondiale et du bureau international du travail. En effet, ces variables sont intégrées d'ordres différents, alors la spécification appropriée à cette analyse est une modélisation auto-régressive à retards échelonnés.

Cette modélisation a été effectuée pour la période allant de 1991 à 2019 et peut être formulée comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta EMPJF = & a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta EMPJF_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{2i} \Delta \log \left(\frac{PIB}{HAB} \right)_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^q a_{3i} \Delta \log \left(\left(\frac{PIB}{HAB} \right)^2 \right)_{t-i} + \sum_{i=1}^q a_{4i} \Delta ENSF_{t-i} + \sum_{i=1}^q a_{5i} \Delta FEC_{t-i} + \beta_1 EMPJF_{t-1} + \\ & \beta_2 \frac{PIB}{HAB} t + \beta_3 \frac{PIB}{HAB}^2 t + \beta_4 ENSF_t + \beta_5 FEC_t + e_t \end{aligned} \quad (2.3)$$

Estimations et résultats

Les étapes à respecter pour l'analyse de la cointégration dans le modèle ARDL sont les suivantes :

Estimation et validation du modèle ARDL optimal

Afin de sélectionner le modèle ARDL optimal qui offre des résultats significatifs avec un minimum de paramètres, le critère d'information de Schwarz (SIC) a été mobilisé. On retient le modèle ARDL (3, 1, 1, 3, 2) qui est le plus optimal parmi les 20 autres modèles présentés, car il offre la plus petite valeur du SIC. Pour valider ce modèle ARDL estimé, divers tests sont effectués pour confirmer que le modèle est bien spécifié. Le test de Ramsey atteste la bonne spécification du modèle choisi. En outre, on peut également noter à travers les différents tests que les résidus sont distribués selon la loi normale, non autocorrélés et homoscédastiques. L'hypothèse nulle est acceptée pour tous ces tests.

TABLE 2.2 : Résultats des tests de diagnostique du modèle ARDL estimé

Hypothèse du test	Tests	(probabilité)
Autocorrélation	LM	(0.096)
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	(0.77)
	Arch-test	(0.87)
Normalité	Jarque-Bera	(0.42)
Spécification	Ramsey (Fisher)	(0.59)

Source : Élaboré par les auteurs

Notre modèle est ainsi statistiquement validé. Le modèle ARDL (3, 1, 1, 3, 2) estimé est globalement bon et explique à 99 % la dynamique de l'emploi des jeunes femmes au Maroc entre 1991 et 2019.

Test de cointégration aux bornes

L'une des étapes cruciales de la stratégie empirique adopté consiste à vérifier l'existence de la relation de cointégration entre les variables de l'étude. Pour cela, nous utilisons le test de cointégration aux bornes de Pesaran.

Les résultats du test de cointégration aux bornes indiquent qu'il existe une relation de cointégration entre les séries sous étude (la valeur de F-stat est supérieure à celle de la borne à droite), ce qui donne la possibilité d'estimer les effets de

long terme du PIB par habitant, son carré, le niveau de fécondité ainsi que le taux d'inscription des femmes aux études supérieures sur le taux d'emploi des jeunes femmes entre 15 et 24 ans au Maroc.

La dynamique de court terme, le coefficient d'ajustement et les coefficients de Long terme

TABLE 2.3 : Coefficients de court terme (CT)

Variable	Coefficient (Std.Er)
$D(EF)_t$	0,74*** (0,09)
$D(EF)_{t-1}$	0,45*** (0,11)
$D(\frac{PIB}{HAB})_t^2$	-0,65*** (0,14)
$D(\frac{PIB}{HAB})_t$	4,93*** (1,10)
$D(Fec)_t$	0,06*** (0,018)
$D(Fec)_{t-1}$	-0,13*** (0,016)
$D(Fec)_{t-2}$	-0,12*** (0,020)
$D(ENS)_t$	-0,23** (0,047)
$D(ENS)_{t-1}$	-0,27*** (0,056)
ECM	-0,75*** (0,073)
Rsq	92,6%

Source : Élaboré par les auteurs

Le tableau ci-dessus recense les effets de court terme des différentes variables explicatives, leurs retards ainsi que la variable dépendante retardée sur l'emploi des jeunes femmes entre 15 et 24 ans. On note que toutes ces variables sont différenciées d'ordre 1 pour souligner la dynamique de court terme du modèle. On remarque l'existence du terme CointEq (-1) qui correspond au résidu retardé d'une période et issu de l'équation d'équilibre de long terme. Son coefficient est négatif et largement significatif, compris entre zéro et -1. Ce coefficient garantit l'existence d'un mécanisme de correction d'erreur et donc une relation de long terme entre les variables.

On constate que l'ajustement de la variable emploi des jeunes femmes, à sa cible de long terme, prend environ un an et quatre mois.

On note que les valeurs retardées de l'emploi des jeunes femmes améliorent l'employabilité des jeunes femmes en temps t, une hausse du taux d'emploi des jeunes femmes de l'année précédente de 1% impliquera une hausse du taux de l'année en cours de 0.74%. Le PIB par habitant exerce un effet positif à court terme sur l'emploi des jeunes femmes ou la hausse de 1% du PIB par habitant se traduit par une hausse de 4% de l'emploi des jeunes femmes, cependant le PIB par habitant au carré impacte négativement l'emploi des jeunes femmes à hauteur de 0.65% pour chaque point du PIB par tête, ce qui traduit la position du Maroc dans la partie descendante de la courbe en U, où la croissance du revenu par habitant pénalise l'emploi des jeunes femmes. Nous notons ainsi que le niveau de fécondité agit négativement sur l'emploi des jeunes femmes dans les deux années suivantes. Ceci

s'explique par la responsabilité supplémentaire qu'une mère supporte dans le foyer, impliquant un arbitrage entre le travail et la garde des enfants. Nous remarquons aussi que l'inscription des femmes aux études supérieures impacte négativement l'emploi féminin pour les deux prochaines périodes. Ceci s'explique par la faible part des étudiants qui exercent une activité rémunérée (selon une enquête réalisée par l'INE en 2019, seulement 13% des étudiants universitaires dont 16% sont des femmes exercent une activité rémunérée, 81% des 13% susmentionnées opèrent dans le secteur informel), et corrobore aussi avec l'une des caractéristiques de l'économie marocaine à savoir le chômage des jeunes diplômés (Plus de 60% des jeunes diplômés étaient au chômage en 2022 selon le HCP).

Par ailleurs, le présent tableau affiche les résultats de l'estimation des coefficients des effets de long terme des différentes variables explicatives sur l'emploi des jeunes femmes. On note un fort impact positif linéaire de la croissance PIB par habitant sur notre variable cible, ou une hausse de 1% du revenu par habitant fait augmenter le niveau d'emploi des jeunes femmes à hauteur de 22%. Cependant, la relation quadratique entre l'emploi des jeunes femmes et le PIB par habitant demeure négative, indiquant une relation concave entre le développement économique et l'emploi des jeunes femmes dans ce pays. On constate aussi que la fécondité améliore l'emploi féminin au long terme, mais très faiblement, ou la hausse d'une unité par femmes qui est l'équivalent d'un enfant par femme, améliore l'emploi des jeunes femmes de 4% au long terme.

TABLE 2.4 : Coefficients de long terme (LT)

Variable	Coefficient (Std.Er)
$\log \frac{PIB^2}{HAB}$	-3,05** (0,09)
$\log \frac{PIB}{HAB}$	0,45** (0,11)
$D(\frac{PIB}{HAB})_t$	-0,65*** (0,14)
Fécondité	0,04*** (0,009)
ENSF	0,33 (0,21)
C	-42,07 ** (15,19)

Source : Élaboré par les auteurs

Discussion des résultats

Les résultats obtenus indiquent l'existence d'une relation quadratique négative et concave entre le développement économique et l'emploi des jeunes femmes au Maroc. En effet, le signe du coefficient linéaire associé au PIB par habitant est positif et celui du PIB par habitant au carré est négatif, ce qui reflète une relation en U inversé entre le développement économique et l'emploi des jeunes femmes

au Maroc. Ce résultat signifie dans le cadre d'une analyse en série chronologique qu'à mesure que le PIB par habitant augmente, l'emploi des jeunes femmes baisse suivant une tendance concave. Notre résultat est conforme à ceux trouvés par Idowu, O. O., & Owioye, T. (2019) pour un panel de pays Africains, et de Marahoua et Esso (2022) pour des pays de la Communauté Économique des États de l'Afrique de l'Ouest, qui ont constaté une relation en forme de U inversé entre le développement économique et la participation des femmes au marché du travail, rejetant ainsi l'hypothèse de la forme en U pour ces pays africains. Toutefois, des travaux ont validé la fameuse hypothèse de la relation en U entre le développement économique et la participation des femmes au marché du travail, (Tam, H. (2011)) pour un échantillon de 130 pays, Tansel. (2001) en Turquie, Olivetti, (2013) aux États unis d'Amérique, ainsi que Tsani et al (2013) pour 160 pays. Certes, notre travail évalue l'effet du développement sur l'emploi des jeunes femmes et diffère des travaux cités dont la variable d'intérêt est l'offre de travail des femmes. Cependant, la littérature sur la relation « développement économique - emploi féminin » liée à la courbe en U est très limitée. Par conséquent, nous avons recouru dans ce chapitre aux travaux précités pour en faire une base de réflexion sur laquelle nous étendons l'analyse vers une exploration de ladite relation et de vérifier si elle suit aussi l'hypothèse en U.

Sur la base de ces constats, le résultat qui est le nôtre peut tout de même correspondre à la première partie de la courbe en U (gauche). Il convient aussi de mentionner que le Maroc est toujours un pays en développement, dont le processus de changement structurel est lent (Commission économique pour l'Afrique 2018), caractérisé par une dépendance de l'agriculture des aléas climatiques, une stagnation de l'industrie, une tertiarisation précoce et par une prédominance de l'informel (CESE, (2021)), ce qui le maintient toujours dans la phase descendante de la courbe en U. Cette situation peut expliquer en partie la relation constatée entre la croissance du PIB par habitant et l'emploi des jeunes femmes. En effet, la modernisation de l'économie peut être perçue comme menaçante pour les emplois traditionnels occupés par les femmes (toute tranche d'âge confondue) dans l'agriculture et d'autres compartiments du secteur informel, surtout pour celles qui ont un faible niveau d'éducation. D'ailleurs, le même résultat a été constaté dans différentes régions en Afrique. On note également que ces pays n'ont pas encore atteint le creux de la courbe en U. Ceci peut justifier de la relation concave entre le développement et la participation des femmes au marché du travail ou l'emploi féminin dans ces pays. Cette situation ne reflète que leur position et évolution dans le temps au niveau de la partie descendante de courbe U.

La prise en compte de l'éducation supérieure des femmes comme variable de contrôle améliore la qualité du modèle. Quoique l'effet à long terme soit non significatif, à court terme le niveau d'éducation supérieur féminin affecte faiblement et négativement l'emploi des jeunes femmes. Ceci s'explique principalement par le chômage des diplômées qui est un fait stylisé du marché de travail marocain selon

le HCP, en plus de l'existence de frictions de chômage entre l'obtention du diplôme et le décrochement du premier emploi du temps investi dans la recherche d'un salaire adapté aux attentes des jeunes diplômées. Ainsi, il est important de noter la faible part des étudiants universitaires qui exercent une activité rémunératoire au Maroc. À cet égard, l'enquête réalisée par l'INE annonce qu'en 2019, 13% dont 16% sont des femmes et majoritairement au secteur informel qui détient 81% des 13% déjà cités. Ceci témoigne de la faible capacité du marché du travail marocain à générer des emplois formels en temps partiel qui peuvent renforcer l'emploi des jeunes étudiants universitaires.

Par ailleurs, le niveau de fécondité s'avère un déterminant de la participation des femmes au marché du travail. Son coefficient est négatif à court terme et presque nul à long terme. En effet, les jeunes femmes sont partiellement concernées par la fécondité. Les tendances actuelles montrent que le taux de mariage des jeunes femmes diminue particulièrement en milieu urbain. Ceci peut potentiellement expliquer la faiblesse de l'intensité des coefficients. La relation négative à court terme se justifie par la dévotion d'une partie des jeunes mères à l'activité ménagère et l'éducation des enfants (Jaumotte (2003)) surtout si ces derniers sont en bas âge. S'ajoutant à cela que la structure de la grande majorité des familles marocaines suit le modèle patriarcal, ce qui est corrélé positivement au niveau de fécondité. Comme la soulignée Haghighat (2005) la hausse du taux de fertilité s'accompagne d'une montée des familles patriarcales. En milieu urbain, les femmes rencontrent des difficultés pour concilier entre le travail non agricole et la garde des enfants (Tabatabaei et Mehri, 2019), cette situation est amplifiée pour les mères qui ne peuvent s'offrir des services de garde d'enfants en bas âge et sont contraintes à renoncer à l'activité en dehors du ménage (Goldin, 2021). Le coefficient positif et faible à long terme peut être interprété comme suit, en grandissant les besoins des enfants s'élargissent, ceci pousse les mères à chercher un emploi qui leur permettra de soutenir le revenu du ménage, surtout que la garde des enfants devient plus facile tout en grandissant. D'ailleurs, certains travaux attestent des effets positifs de la fécondité sur l'emploi féminin, Herrera et al. (2019) pour les jeunes mères entre 21 et 25 ans et Idowu et Owoeye (2019a) pour les femmes en Afrique.

Conclusion

L'objectif central de ce chapitre est d'explorer les dynamiques de court et long terme de la relation non linéaire entre développement économique et l'emploi des jeunes femmes au Maroc. Les résultats attestent une relation quadratique concave entre le développement économique mesuré par le PIB par habitant et le taux d'emploi des jeunes femmes, confirmant ainsi la position du Maroc dans la phase descendante de la courbe en U. Ce résultat est en accord avec certains travaux menés sur des pays en développement, Idowu, O. O., & Owoeye, T. (2019), Marahoua et Esso (2022) et réfute une relation en U entre le PIB par habitant et l'emploi des femmes, contrairement aux travaux de Goldin, C. (1995), Tansel. (2001),

Olivetti, (2013), et Tsani et al (2013). Compte tenu des caractéristiques du marché du travail marocain et du lent processus de changement structurel que connaît le pays, la hausse du PIB par habitant dans le temps conduit à une réduction de l'emploi des jeunes femmes suivant une courbe concave. Cette dernière peut en effet représenter la partie gauche de la courbe en U sachant que le Maroc n'a pas encore atteint son creux.

Cette situation nécessite des politiques spécifiques au contexte marocain pour accélérer son processus de transformation structurelle, lui permettant de créer davantage d'emploi pour les femmes et assurer une équité de genre sur le marché du travail marocain.

En fin de compte, cette étude peut être considérée comme une contribution importante à la littérature sur la relation non linéaire entre le développement économique et l'emploi des femmes. Dans la mesure où elle constitue l'une des premières à explorer cette relation pour les jeunes femmes au Maroc.

Les résultats obtenus fournissent des indications utiles aux décideurs politiques afin d'adopter des mesures visant à renforcer la participation des femmes sur le marché du travail. Il est clair que le Maroc est dans l'urgence de mettre en œuvre des politiques pour accroître l'emploi formel des femmes et des jeunes en particulier. Ces politiques doivent accompagner ces dernières en amont et en aval, notamment, l'amélioration de la qualité de l'éducation et la formation professionnelle permettant aux femmes de poursuivre leurs études universitaires et minimiser les abandons, l'amélioration de l'accès pour toutes les mères aux services de garde d'enfants et promouvoir la création d'emplois formels, décentralisés et flexibles pour les jeunes.

Références

- Bloom, D., Canning, D., Fink, G., & Finlay, J. (2009). Fertility, female labor force participation, and the demographic dividend. *Journal of Economic Growth*, 14(2), 79-101.
- Cagatay, N., & Ozler, S. (1995). Feminization of the labor force : The effects of long-term development and structural adjustment. *World Development*, 23(11), 1883-1894.
- Centre de Formation des Statisticiens et des Economistes de la Recherche (CFSR). (2023). *Les étudiants et la vie universitaire - enquête nationale*.
- Chamlou, N., Muzi, S., & Ahmed, H. (2011). Understanding the determinants of female labor force participation in the Middle East and North Africa region : The role of education and social norms in Amman. *Working Papers, AlmaLaurea Inter-University Consortium*, 31.
- Chapman, K. A. (2015). Economic development and female labor force participation in the Middle East and North Africa : A test of the U-shape hypothesis. *Gettysburg Economic Review*, 8(1), 3.
- Commission économique pour l'Afrique (CEA). (2018). *Transformation structurelle, emploi, production et société - Maroc*.
- Conseil économique, social et environnemental (CESE). (2021). *Avis du Conseil Economique, Social et Environnemental Auto-saisine Une approche intégrée pour résorber l'économie informelle au Maroc*.
- De Jong, E., Smits, J., & Longwe, A. (2017). Estimating the causal effect of fertility on women's employment in Africa using twins. *World Development*, 90, 360-368.
- Durand, J. D. (1975). *The labor force in economic development : A comparison of international census data, 1946-1966*. Princeton University Press.
- Fatima, A., & Sultana, H. (2009). Tracing out the U-shape relationship between female labor force participation rate and economic development for Pakistan. *International Journal of Social Economics*, 36(1/2), 182-198.
- Gaddis, I., Lahoti, R. S., & Li, W. (2018). Gender gaps in property ownership in sub-Saharan Africa. *Policy Research Working Paper Series*, 8573. The World Bank.
- Goldin, C. (1994). The U-shaped female labor force function in economic development and economic history. *NBER Working Papers*, 4707. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Goldin, C. (2021). *Career and family : Women's century-long journey toward equity*. Princeton University Press.
- Haghighat, E. (2005). Neopatriarchy, Islam and female labour force participation : A reconsideration. *International Journal of Sociology and Social Policy*, 25(10/11), 84-105.
- Haut Commissariat au Plan (HCP) & World Bank (BM). (2021). *Paysage de*

- l'emploi au Maroc : Recenser les obstacles à un marché du travail inclusif.*
- Haut-Commissariat au Plan (HCP). (2019). *Enquête nationale sur l'emploi au Maroc.*
 - Haut-Commissariat au Plan (HCP). (2020). *Les indicateurs de l'emploi et du chômage 2020.*
 - Herrera, C., Sahn, D. E., & Villa, K. M. (2019). Teen fertility and female employment outcomes : Evidence from Madagascar. *Journal of African Economies*, 28(3), 277-303.
 - Idowu, O. O., & Owoeye, T. (2019). Female labour force participation in African countries : An empirical analysis. *Indian Journal of Human Development*, 13(3), 278-293.
 - International Labour Organization. (2021). *Global wage report 2020-2021 : Wage inequality in the time of COVID-19.*
 - Jaumotte, F. (2003). Female labour force participation : Past trends and main determinants in OECD countries. *OECD Economics Department Working Papers*, 376. OECD Publishing.
 - Klasen, S. (2017). What explains uneven female labor force participation levels and trends in developing countries? *GLM|LIC Synthesis Paper No. 7*. University of Göttingen.
 - Klasen, S., & Pieters, J. (2013). What explains the stagnation of female labor force participation in urban India? *Courant Research Centre : Poverty, Equity and Growth - Discussion Papers*, 146. Courant Research Centre PEG.
 - Kottis, A. P. (1990). Shifts over time and regional variation in women's labor force participation rates in a developing economy : The case of Greece. *Journal of Development Economics*, 33(1), 117-132.
 - Mehrotra, S., & Parida, J. K. (2017). Why is the labour force participation of women declining in India? *World Development*, 98, 360-380.
 - Odaka, K. (1979). John D. Durand, The labor force in economic development; A comparison of international census data 1946-1966. *Economic Review*, 30(2), 185-187.
 - Olivetti, C. (2014). The female labor force and long-run development : The American experience in comparative perspective. In *Human Capital in History : The American Record* (pp. 161-197). National Bureau of Economic Research, Inc.
 - Pampel, F. C., & Tanaka, K. (1986). Economic development and female labor force participation : A reconsideration. *Social Forces*, 64(3), 607-628.
 - Paul-Delvaux, L., Mouhamed, N., & Boussetta, H. (2020). Impact de la pandémie de Covid-19 sur le marché du travail marocain et réponse publique face à la crise. *Morocco Employment Lab (JPAL)*.
 - Patel, L. (2019). Chapter 4 : Gender : toward gender equality and poverty reduction. In *Handbook of Social Policy and Development*. Edward Elgar Publishing.

- Psacharopoulos, G., & Tzannatos, Z. (1989). Female labor force participation : An international perspective. *The World Bank Research Observer*, 4(2), 187-201.
- Sahoo, S., & Klasen, S. (2018). Gender segregation in education and its implications for labour market outcomes : Evidence from India. *Courant Research Centre : Poverty, Equity and Growth - Discussion Papers*, 248. Courant Research Centre PEG.
- Sangaji, J., Miyasto, & Kurnia, A. (2018). Macroeconomic determinants of gender inequality index in eight ASEAN countries. *E3S Web of Conferences*, 73, 11002.
- Sanghi, S., Srija, A., & Vijay, S. S. (2015). Decline in rural female labour force participation in India : A relook into the causes. *Vikalpa : The Journal for Decision Makers*, 40(3), 255-268.
- Tabatabaei, M. G., & Mehri, N. (2019). Gender inequality in unpaid domestic housework and childcare activities and its consequences on childbearing decisions : Evidence from Iran. *Journal of International Women's Studies*, 20(2), 26-42.
- Tam, H. (2011). U-shaped female labor participation with economic development : Some panel data evidence. *Economics Letters*, 110(2), 140-142.
- Tan, P., & Subramaniam, G. (2013). Perception of undergraduates towards female labour force participation. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 105, 383-390.
- Tansel, A. (2001). Economic development and female labor force participation in Turkey : Time-series evidence and cross-province estimates. *Economic Research Forum Working Papers*, 1047. Economic Research Forum.
- Tilly, L. A., & Scott, J. W. (1987). *Women, Work and Family* (1st ed.). Routledge.
- Tsani, S., Paroussos, L., Fragiadakis, C., Charalambidis, I., & Capros, P. (2013). Female labour force participation and economic growth in the South Mediterranean countries. *Economics Letters*, 120(2), 323-328.
- World Economic Forum. (2017). *The global gender gap report 2017*.

3 Inégalité de genre sur le marché du travail des jeunes au Maroc : Simulation des coûts économiques avec le modèle ARDL

Taha NAMRI, Mohamed SAOU, Idriss EL ABBASSI

Résumé

Notre étude tente d'analyser la situation du Maroc à l'égard des inégalités gendorielles des jeunes en emploi, et de déterminer le coût économique de ces inégalités. Ceci en mobilisant un modèle ARDL pour des données désagrégées de l'économie et du marché du travail marocain entre 2000 et 2021. Ces estimations nous permettront de produire une série de scénarios dont l'objectif est de mettre l'accent sur l'importance des pertes économiques causées par la faible qualité et la détérioration de l'emploi des jeunes femmes au Maroc. Nos résultats confirment les postulats théoriques sur le sujet. En effet, la réduction des disparités gendorielles en emploi favorisera la croissance économique. Nos simulations suggèrent que si le Maroc prend une décennie pour absorber la totalité des écarts en emploi entre les jeunes hommes et les jeunes femmes âgés de 15 à 24 ans, il réalisera un taux de croissance supplémentaire du PIB par habitant à hauteur 3,21% par an. Donc la persistance de ces inégalités engendrera une perte annuelle de croissance allant jusqu'à 3,21 % durant une décennie. L'analyse du positionnement du Maroc vis-à-vis aux pays en développement à l'égard de ces inégalités ressort un écart négatif de 13 % par rapport à la moyenne de ces pays, témoignant l'existence de différentes barrières à l'accès des jeunes femmes au marché de travail.

Mots-clés : Insertion des jeunes-inégalités de genre- marché de travail-éducation-croissance économique-ARDL- simulations contrefactuelles

Ce chapitre a bénéficié du soutien du CNRT dans le cadre de la bourse "PhD-Associate Scholarship – PASS".

Gender Inequalities and the Youth Labor Market in Morocco : Simulating Economic Costs Using the ARDL Model

Abstract

This chapter attempts to analyze the situation in Morocco regarding gendered inequalities among young people in employment, and to determine the economic cost of these inequalities. We do this by mobilizing an ARDL model for disaggregated data on the Moroccan economy and labor market between 2000 and 2021. These estimates will enable us to produce a series of scenarios aimed at highlighting the scale of the economic losses caused by the low quality and deterioration of young women's employment in Morocco. Our results confirm the theoretical postulates on the subject. Indeed, reducing gender disparities in employment will promote economic growth. Our simulations suggest that if Morocco takes a decade to absorb the entire employment gap between young men and women aged 15 to 24, it will achieve an additional GDP per capita growth rate of 3.21% per year. So the persistence of these inequalities will result in an annual loss of growth of up to 3.21% over a decade. Analysis of Morocco's position vis-à-vis developing countries in terms of these inequalities reveals a negative gap of 13% compared with the average for these countries, testifying to the existence of various barriers to young women's access to the labor market.

Keywords : Youth integration-gender inequality-labor market- economic growth-ARDL-counterfactual simulations

This chapter was conducted with the support of CNRT under the "PhD-Associate Scholarship – PASS".

Introduction

Tenant compte du contexte actuel marqué par une forte transition démographique, l'inclusion des jeunes dans la vie active constitue un levier de développement multidimensionnel de toute économie. Pour un pays en développement comme le Maroc, les enjeux liés à la faible intégration des jeunes sur le marché du travail sont particulièrement préoccupants pour les décideurs publics.

Les jeunes au Maroc font face à plusieurs défis sur le marché du travail¹. Les taux d'activité et d'emploi demeurent faibles, atteignant respectivement 22,8 % et 15,3% en 2022, et un taux de chômage des diplômés s'élevant à 32,7 % en 2022. Cette situation s'est accompagnée par la persistance des inégalités sur le marché du travail, en particulier celles liées au genre. En effet, le taux d'activité des jeunes hommes est trois fois plus élevé que celui des jeunes femmes (11 % pour les jeunes femmes contre 33 % pour les jeunes hommes de 15 à 24 ans), sans oublier la vulnérabilité des emplois qu'elles occupent avec de bas salaires. Ces inégalités témoignent d'une marginalisation des jeunes femmes dans l'activité économique, constituent une entrave au développement du Maroc, que ce soit par le manque à gagner en termes de production et de croissance ainsi qu'en termes de recettes pour l'État, par la faiblesse de formalisation de l'emploi féminin².

Pour faire face à cette situation, le Maroc a mis en œuvre plusieurs réformes visant à instaurer l'égalité entre les genres sur les plans personnel, familial, économique et politique. Les pouvoirs publics ont affiché leur volonté de promouvoir la parité de genre à travers ces initiatives, en réponse aux revendications des associations de défense des droits des femmes et des organismes internationaux. Ces derniers ont mis en évidence la persistance des inégalités de genre sur le marché du travail, s'appuyant sur des indicateurs statistiques agrégés. Malgré les efforts pour intégrer davantage les femmes sur le marché du travail, il est alarmant de constater que la participation des jeunes hommes reste nettement plus élevée que celle des jeunes femmes au Maroc. Cette réalité préoccupante révèle des dysfonctionnements dans les réformes et des obstacles persistants à la participation économique des jeunes femmes. Cette situation aura des conséquences négatives sur le développement économique et social du pays.

L'étude des inégalités de genre sur le marché du travail et de leur impact sur la croissance économique, suscite de nombreuses controverses. Alors que les théories avancent l'idée d'un impact négatif de ces inégalités sur la croissance économique, les preuves empiriques sont mitigées. Cette divergence s'explique en partie par les différences entre les régions et les pays étudiés. Certains travaux montrent que ces inégalités favorisent la croissance économique, tandis que d'autres estiment qu'elles ont un coût économique en raison de leur impact négatif sur la croissance

1. L'OIT utilise la définition des Nations Unies d'un jeune comme une personne âgée de 15 à 24 ans.

2. Les statistiques émanent des bases de données du HCP ainsi que du rapport sur La situation du marché du travail en 2022 publié par le HCP.

économique, notamment par le biais de divers canaux tels que la demande, le capital humain, la gouvernance et la démographie.

L'objectif de cette recherche est d'étudier spécifiquement le coût économique à long terme de la persistance des inégalités de genre chez les jeunes dans le marché du travail au Maroc. Ainsi, il vise à contribuer aux travaux antérieurs en calculant le manque à gagner approximatif en termes de croissance due à la persistance des inégalités de genre en emploi chez les jeunes âgés de 15 à 24 ans. Pour atteindre ces objectifs, ce chapitre est divisé en trois parties qui permettent une construction progressive de notre analyse.

Dans un premier temps, les différents postulats théoriques de notre problématique de recherche sont exposés, tout en contrastant les travaux empiriques ayant conduit à des résultats mitigés sur l'effet des inégalités de genre en emploi sur la croissance économique. La seconde partie est consacrée à une analyse des faits saillants concernant les inégalités de genre au marché du travail au Maroc. Enfin, une modélisation ARDL (Autoregressive Distributed Lag) et des simulations contrefactuelles sont employées pour quantifier manque à gagner en termes de croissance économique résultant de la persistance de ces inégalités au Maroc.

I Revue de littérature

L'étude des inégalités de genre sur le marché du travail, et de leur impact sur la croissance économique, suscite de nombreuses controverses. Alors que les théories avancent l'idée d'un impact négatif de la persistance de ces inégalités sur la croissance économique, les preuves empiriques sont mitigées. Cette divergence s'explique par plusieurs facteurs, notamment les différences entre les régions et les pays étudiés. Certains travaux suggèrent que la persistance des inégalités favorise la croissance économique, tandis que d'autres estiment qu'elles génèrent des coûts économiques importants et que la réduction de ces écarts en emploi stimulera la croissance économique (Bessedar et al., 2020; Bertay et al., 2020). Cette stimulation de la croissance peut se produire par divers canaux, tels que le capital humain et la croissance endogène (Romer, 1986; Lucas, 1988; Esteve-Volart, 2004), la compétitivité (Klasen, 2006; Blecker et Seguíno, 2012), la croissance démographique (Malthus, 1798; Cavalcanti et Tavares, 2007), la demande (Sen, 1990; Duncan, 1997; Seguíno & Floro, 2003; Stotsky, 2006) et la qualité institutionnelle (World Bank, 2001; Swamy et al., 2001).

La hausse de l'emploi féminin réduit le niveau de fertilité dans l'économie en question. En effet, la participation des femmes au marché du travail est négativement corrélée à leur nombre d'enfants, ceci contribue largement à la stabilisation démographique du pays en atténuant les pressions sur les ressources naturelles disponibles (Cavalcanti et Tavares 2007). De plus, il a été observé que les femmes employées tendent à investir davantage dans le capital humain de leurs enfants, privilégiant un nombre réduit d'enfants bien éduqués et en bonne santé plutôt qu'un plus grand nombre avec un niveau de capital humain inférieur. Ce compor-

tement favorise le développement d'une génération productive, qui contribuera de manière significative à la création de richesse. Par ailleurs, il engendre un processus auto-entretenu de réduction des inégalités et d'amélioration de la croissance économique (Thomas, 1997 ; World Bank, 2001 ; Schultz, 2002 ; Duflo, 2012). Par ailleurs, Cabeza-García et al. (2018) ont étudié la relation entre les facteurs de genre et la croissance économique sur un échantillon de 127 pays. Ces recherches ont démontré que l'augmentation de la participation politique des femmes exerce un impact significatif sur la croissance économique. En outre, elles ont révélé que l'accroissement de l'emploi féminin tend à réduire le taux de fertilité tout en améliorant le niveau du capital humain des générations futures, ce qui, par conséquent, favorise une croissance économique à long terme. Esteve-Volart (2004) a conclu pour le cas d'un panel de 16 États indiens entre 1961 et 1991 que la persistance des écarts gendoriels sur le marché du travail a un impact négatif sur la croissance économique. En effet, une augmentation de 10% du taux d'emploi féminin par rapport aux hommes entraînerait une hausse de 8 points de pourcentage du PIB par habitant, ainsi la persistance des inégalités gendorielles dans le marché du travail, poussent les femmes à investir moins dans l'amélioration de leur capital humain, comptes tenus de leurs anticipations sur l'état de la discrimination gendorielle au marché de travail. Ce résultat est soutenu par le travail de Bargain et Lo Bue (2021) qui ont tenté d'estimer les effets de la réduction des inégalités de genre en activité sur la croissance économique au Maroc, en prenant en considération les écarts existants en éducation. En s'inspirant de la méthode de Klasen et Lamanna (2009), les auteurs affirment un effet positif du ratio d'activité et d'éducation des femmes par rapport aux hommes sur la croissance, où une hausse de 10% de ce ratio implique une hausse de 3.29% du PIB par habitant.

Par ailleurs, certains travaux soulignent l'impact négatif des inégalités de genre en emploi sur la croissance économique. En effet, ces inégalités entraînent une perte de compétitivité pour l'économie concernée, en renonçant à une main-d'œuvre relativement moins coûteuse, privant ainsi le pays d'un avantage concurrentiel, particulièrement dans les économies orientées vers l'exportation³. Blecker et Seguino (2012), Klasen (2006) ainsi que Busse et Spielmann (2006) ont démontré, à partir d'échantillons d'économies exportatrices caractérisées par des disparités gendorielles en revenus, notamment dans des pays asiatiques⁴ que la réduction des inégalités de genre en emploi et en éducation améliore la compétitivité du pays, stimule la demande étrangère et favorise également les investissements étrangers⁵.

3. Ce qui signifie que les pays ayant l'écart salarial le plus élevé entre les sexes ont des exportations plus élevées de ces produits. Oostendorp (2009).

4. « De nombreux pays d'Asie de l'Est ont été en mesure d'être compétitifs sur les marchés mondiaux grâce à l'utilisation d'industries manufacturières à forte intensité féminine axées sur l'exportation, une stratégie qui trouve maintenant des adeptes en Asie du Sud et dans certains pays du monde en développement » (Klasen, 2006).

5. Braunstein (2012).

D'un autre côté, l'emploi des femmes leur permet de générer un revenu supplémentaire, améliorant ainsi leur position au sein du ménage et stimulant la consommation, l'épargne et l'investissement avec des propensions différentes de celles des hommes. Par conséquent, la parité entre les genres engendre une série d'effets positifs sur la croissance économique (Sen, 1990 ; Duncan, 1997 ; Seguino Floro, 2003 ; Stotsky, 2006 ; Hakura et al., 2016). Tzannatos (1999), ainsi que Klasen et Lamanna (2009) ont mis en évidence la transmission des effets de la réduction des inégalités sur la croissance économique respectivement en Amérique latine, en Asie du Sud et dans la région MENA via le canal de la demande. Ils ont évalué le coût économique de la persistance des inégalités, qui varie de 1,6% à 9% en points de croissance.

S'ajoute à cela un aspect lié à la gouvernance. En moyenne, une femme est moins susceptible d'être corrompue ou népotique qu'un homme (World Bank, 2001 ; Swamy et al., 2001), ce qui implique que la réduction des inégalités de genre sur le marché du travail et la hausse de l'emploi féminin seraient bénéfiques à la performance économique. En même temps, cette discrimination affecte le climat social, ainsi que le développement et la confiance dans la capacité du gouvernement, et nuit à l'efficacité des institutions gouvernementales. En effet, les travaux de Fukuyama (1998) et de la Banque mondiale (2004) ont montré que les inégalités provenant de discriminations basées sur le genre, la race ou la culture impactent négativement le développement mondial, en affaiblissant la confiance des citoyens dans la capacité du gouvernement à assurer un climat de cohésion sociale. Par conséquent, l'efficacité des institutions publiques, responsables de l'amélioration de la qualité de vie et du bien-être de la population, est affaiblie. Cela se répercute négativement sur la productivité et, par extension, sur la croissance économique.

Des preuves empiriques ont démontré que, dans certaines économies, ces canaux sont bloqués, ce qui signifie que la croissance ne réagit pas à la réduction des inégalités conformément aux théories avancées. Balamoune-Lutz et McGillivray (2009) ont étudié l'impact de l'inégalité de genre en éducation et la participation féminine à la population active sur la croissance économique des pays d'Afrique subsaharienne et des pays arabes. Leurs résultats montrent que la participation des femmes à la population active impacte négativement la croissance dans les régions étudiées. Ils expliquent ce phénomène par le fait que ces pays sont atypiques⁶, ceux d'Afrique subsaharienne se caractérisent par de faibles niveaux de croissance économique et une forte participation des femmes au marché du travail, notamment dans le secteur agricole et dans les emplois peu qualifiés ; tandis que les pays dotés de ressources pétrolières, qui bénéficient de niveaux de croissance élevés, présentent une faible participation féminine au marché du travail.

Nous avons examiné divers apports théoriques et empiriques mettant en évi-

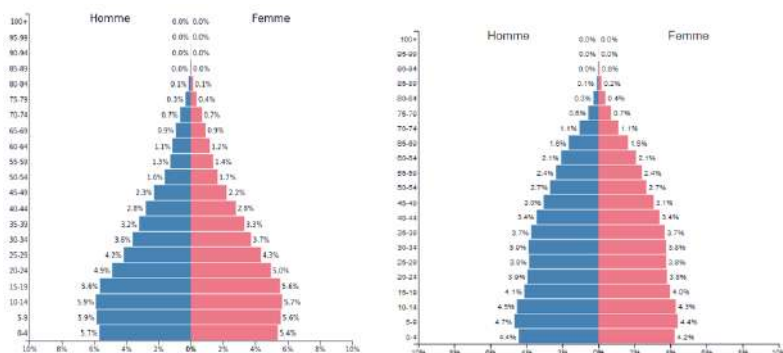
6. Voir les critiques de Stokey (1994) ; Lorgelly et Owen (1999) sur les résultats de Barro et Lee (1994) sources of economic growth.

dence les coûts économiques des inégalités de genre dans le marché du travail, en insistant sur les différents canaux de transmission. Cependant, il est crucial d'approfondir ces relations, sachant que le fonctionnement de ces canaux dépend de la structure de l'économie et du marché du travail. Les résultats de certaines études empiriques doivent être interprétés avec prudence en raison des biais économétriques et de mesure qu'ils peuvent contenir. Les conclusions sur cette problématique ne font pas l'unanimité, et il n'y a pas de consensus entre les chercheurs en raison des différences structurelles entre les régions et les économies étudiées. En effet, la structure de l'économie et celle du marché du travail peuvent conduire à des résultats mitigés.

II Inégalités de genre chez les jeunes sur le marché du travail : État des lieux au Maroc

Cette section vise à exposer les faits stylisés relatifs à la situation des jeunes âgés de 15 à 24 ans au Maroc, avec une ventilation spécifique par genre. Le focus sera particulièrement dirigé vers l'état actuel du marché du travail pour cette tranche d'âge.

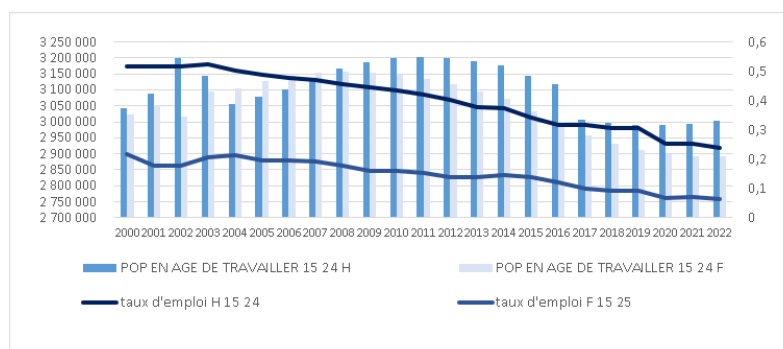
FIGURE 3.1 – La transition démographique au Maroc entre 2000 et 2022



Source : PopulationPyramid.net

Avant d'analyser la situation des jeunes âgés de 15 à 24 ans sur le marché du travail marocain, il est essentiel de souligner la transition démographique qu'a connue le Maroc entre 2000 et 2022. En effet, comme le montre la figure 1, la population de cette tranche d'âge a diminué en moyenne au cours de cette période, tandis que celle des 25 ans et plus a considérablement augmenté. Cette transition s'explique par plusieurs facteurs : la baisse du taux de fécondité, l'amélioration de l'espérance de vie et l'urbanisation croissante. Ces changements démographiques ont des implications socio-économiques importantes pour le Maroc. Par exemple, une population vieillissante peut exercer des pressions sur les systèmes de santé et de retraite, ainsi que provoquer des modifications dans la structure du marché du travail.

FIGURE 3.2 – Population en âge de travailler et le taux d'emploi des jeunes entre 15 et 24 ans selon le sexe entre 2000 et 2022



Source : Élaboré par les auteurs à partir des données du HCP

Cette transition démographique peut également être étudiée en tenant compte du ratio d'emploi des jeunes âgés de 15 à 24 ans en fonction du genre. La population de cette tranche d'âge, pour les deux sexes, suit une courbe concave avec un pic en 2010. Cependant, le taux d'emploi de ces jeunes est en baisse tendancielle depuis vingt ans, avec un écart significatif défavorable aux jeunes femmes. Bien que cet écart, qui était de 30 % en 2000, se soit réduit à 17% en 2022, il persiste néanmoins, indiquant que les inégalités de genre restent un problème important. Cette situation reflète une inégalité persistante à l'encontre des jeunes femmes marocaines âgées de 15 à 24 ans. Selon les théories présentées précédemment, cela représente une perte potentielle en termes de croissance économique.

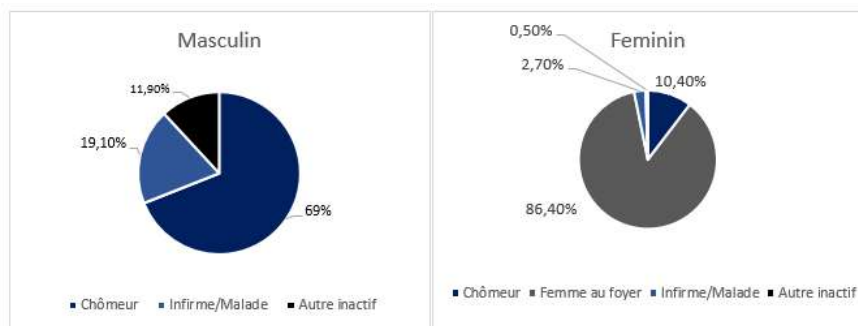
FIGURE 3.3 – Part des NEETs entre 15 et 24 ans par genre en 2019



Source : Élaboré par les auteurs à partir des données du HCP

Afin de mieux cerner les inégalités gendrielles auprès des jeunes en emploi, il est important d'analyser la structure de cette population. Le graphique ci-dessous présente la part des NEETs (ni en formation ni en emploi) parmi les jeunes entre 15 et 24 ans selon le genre. On remarque que plus de 42% des jeunes femmes se trouvent dans cette situation face à 11% des jeunes hommes, cette forte différence exprime une marginalisation des jeunes femmes dans le système éducatif et sur le marché du travail, cette analyse pourrait être approfondie en analysant de plus

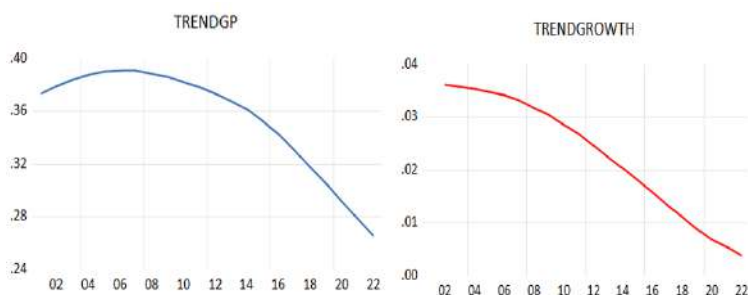
FIGURE 3.4 – Structure des jeunes NEETs par genre en 2019



Source : Élaboré par les auteurs à partir des données du HCP

près la structure des NEETs ventilée par genre. Comme le montrent les graphiques à secteurs, 69% des jeunes NEETs masculins sont au chômage et cherchent un emploi, ce qui représente une main d'œuvre inexploitée de 8%. Cependant, 10,4% des femmes sont au chômage et 86,4% sont des femmes au foyer, ce qui les exclut totalement de l'activité économique. Au total, 41,36% des jeunes femmes entre 15 et 24 ans sont des chômeuses ou des femmes au foyer, contre 8% des hommes de la même tranche d'âge. Ces chiffres mettent en évidence le poids de ces inégalités, ainsi que la part des jeunes femmes qui peuvent éventuellement contribuer à la croissance économique.

FIGURE 3.5 – Évolution tendancielle du ratio gendriel d'emploi des jeunes entre 15 et 24 ans et de la croissance du PIB par habitant entre 2000 et 2022



Source : Élaboré par les auteurs à partir des données de la banque mondiale

En comparant les tendances du ratio gendriel et de la croissance du PIB par habitant, on retient qu'elles ont la même allure. Nous pouvons, en effet, enquêter sur l'existence des relations de long terme entre ces variables. Ceci mène à supposer des effets positifs de la réduction des inégalités de genre en éducation et au marché de travail sur la croissance économique, par la procuration de gains économiques considérables.

III Méthodologie et résultats

Cette étude vise à quantifier les pertes économiques engendrées par la persistance des inégalités de genre sur le marché du travail des jeunes âgés de 15 à 24 ans. Pour ce faire, nous adoptons une démarche en deux étapes : il s'agit d'abord d'estimer le lien entre la croissance économique et les inégalités de genre, puis de quantifier l'effet de la réduction de ces inégalités sur l'emploi des jeunes et la croissance économique. L'objectif est de quantifier le coût économique de la persistance des inégalités de genre en matière d'emploi des jeunes au Maroc.

Croissance économique et inégalité gendrielle en emploi des jeunes au Maroc

Approche méthodologique et résultats

La méthodologie adoptée pour estimer le lien de long terme entre les écarts de genre chez les jeunes en accès à l'emploi et la croissance économique s'inspire d'un modèle de croissance à la Barro et de la méthode de Klasen et Lamanna (2009). Dans le présent travail, le PIB par habitant est estimé en fonction de certaines variables explicatives de l'économie marocaine entre 2000 et 2021.

Le modèle de base se présente comme suit 3.1 :

$$\left(\text{Log}\left(\frac{PIB}{HAB}\right)\right)_t = a_0 + a_1 X_t + a_2 FML_t + a_3 ML_t + \epsilon_t \quad (3.1)$$

- X_t est un vecteur de variables de contrôles (FBCF, taux d'ouverture, la croissance de la population et la désagrégation de l'emploi).
- ML est le taux d'emploi des jeunes hommes entre 15 et 24 ans.
- FML est le taux d'emploi des jeunes femmes rapporté à celui des hommes entre 15 et 24 ans.

TABLE 3.1 : Description des variables du modèle

Variables	Description	Ordre
$\log \frac{PIB}{HAB}$	Pib par habitant en PPA constant	I(1)
<i>Ratio d'emploi F/H</i>	Taux d'emploi des femmes par rapport aux hommes (15-24 ans)	I(0)
<i>POP + 25</i>	Taux d'emploi de la population âgée de plus de 25 ans	I(0)
<i>LFBCF</i>	Le niveau d'investissement en pourcentage du PIB	I(1)
<i>OUV</i>	Taux d'ouverture commerciale	I(1)
<i>EMPH</i>	Taux d'emploi des hommes entre 15 et 24 ans	I(0)
<i>Pop growth</i>	Croissance de la population	I(1)

Source : Élaboré par les auteurs

Ces variables ont été choisies sur la base de la revue de littérature déjà discutée dans le premier chapitre, elles proviennent des bases de données de la Banque Mondiale et des annuaires statistiques du HCP. Pour identifier les relations de long

terme, la détermination de l'ordre d'intégration des variables utilisées s'impose comme étape préliminaire permettant de choisir le modèle empirique. Nos variables sont intégrées d'ordres différents, selon le test d'ADF. Ceci justifie l'usage d'un modèle ARDL pour identifier les relations de long terme entre les inégalités de genre en emploi et la croissance économique.

Spécification du modèle

Nous adoptons une spécification ARDL sur la base du modèle de croissance présenté dans la section précédente entre 2000 à 2021. On l'a spécifié comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta \log \left(\frac{\text{PIB}}{\text{HAB}} \right)_t &= a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta \log \left(\frac{\text{PIB}}{\text{HAB}} \right)_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^q a_{2i} \Delta \text{MLF}_{t-1} + \sum_{i=0}^q a_{ki} \Delta X_{t-i} \\ &+ \beta_1 \text{MLF}_t + \beta_k X_t + \epsilon_t \end{aligned} \quad (3.2)$$

Avec

X_t : un vecteur de variables de contrôles (FBCF, taux d'ouverture, la croissance de la population et la désagrégation de l'emploi).

Considérant l'expression logarithmique du PIB, sa variation entre deux périodes s'interprète comme un taux de croissance. Cette spécification (modèle 1) nous permet dans un premier temps d'exprimer l'effet à court et à long terme de l'inégalité de genre en matière d'emploi chez les jeunes. Cet effet est capturé par le coefficient β_1 .

Les étapes pour l'analyse de la cointégration dans le modèle ARDL sont les suivantes :

Estimation et validation du modèle ARDL optimal

On retient la spécification ARDL (1, 1, 1, 0, 1, 1, 1) sur la base du SIC. Notre modèle est, en effet, robuste face aux tests statistiques dont nous admettons l'hypothèse nulle (p values supérieures à 0,05), l'ajout d'une variable muette D0 nous a permis de combler les soucis d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des résidus, ces derniers sont gaussiens et notre modèle est stable et bien spécifié comme ce qu'atteste le test de Ramsey et de Cusum.

Les résultats du test de cointégration aux bornes indiquent qu'il existe une relation de cointégration entre les variables étudiées (la valeur de F-stat est supérieure à celle de la borne supérieure) ce qui donne la possibilité d'estimer les effets de long terme des inégalités de genre en emploi chez les jeunes sur le PIB par habitant au Maroc.

Le tableau 3.3 recense les effets de long terme des différentes variables explicatives sur la croissance économique au Maroc. On remarque l'existence du

terme CointEq (-1) qui correspond au résidu retardé d'une période issue de l'équation d'équilibre de long terme. Son coefficient est négatif et largement significatif, compris entre zéro et -1, ce coefficient garantit l'existence d'un mécanisme de correction d'erreur et donc la relation de long terme entre les variables.

TABLE 3.2 : Résultats des tests d'hypothèses

Hypothèse du test	Tests	(probabilité) Modèle
Autocorrélation	LM	(0.57)
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	(0.52)
Normalité	Jarque-Bera	(0.66)
Spécification	Ramsey (Fisher)	(0.57)

Source : Élaboré par les auteurs

Les résultats indiquent un effet négatif de l'emploi des jeunes hommes et de la population âgée de plus en plus de 25 ans sur le PIB par habitant un effet non significatif de la croissance démographique, quant à l'investissement et l'ouverture présentent des effets positifs et significatifs. L'effet du ratio gendrier de l'emploi s'annonce positif et significativement non nul, sur la base de ces résultats, une hausse de 1% du ratio d'emploi des jeunes femmes par rapport aux jeunes hommes est responsable d'une hausse de 0,51% du PIB par habitant.

TABLE 3.3 : Coefficients de Long terme (LT) et dynamique d'ajustement

	MODÈLE
FBCF	0.563** (0.212)
OUV	0.417** (0.136)
EMPLOI +25	-0.649 (0.873)
EMPLOI H 15 24	-0.644*** (0.138)
RATIO H/F (15-24)	0.511*** (0.137)
C	3.962*** (0.272)
ECM	-0.36*** (0.032)
R sq	0.999

Source : Élaboré par les auteurs

**** significatif au seuil de 1 % *** significatif au seuil de 5 %

Estimation du coût économique de la persistance des inégalités de genre dans l'emploi des jeunes au Maroc

Approche méthodologique et résultats

Sur la base des résultats obtenus par la spécification ARDL et sous certaines hypothèses, des simulations contrefactuelles sont mobilisées pour estimer l'effet

d’une réduction progressive. Une réduction de $k = 25\%$, 50% , 75% ou 100% des écarts de genre en matière d’emploi chez les jeunes entre 15 et 24 ans sur la croissance du PIB par habitant au Maroc. Cela permet d’approximer le manque à gagner en termes de croissance résultant de la persistance de ces inégalités. La spécification suivante illustre l’impact sur le PIB par habitant de la réduction des inégalités de genre dans l’emploi des jeunes.

$$\Delta \frac{LPIB}{HAB} = \beta'_1 (k(1 - MLF)) \tag{3.3}$$

Il ressort que la réduction de 25% des écarts en emploi entre les jeunes hommes et femmes âgés de 15 à 25 ans conduirait à une amélioration du PIB par habitant de 9,3%.

TABLE 3.4 : Effets en termes de croissance du PIB par tête du Maroc (en %) sur une décennie

Niveau de réduction k	Effets en termes de croissance PIB par tête du Maroc (en %) sur une décennie
	Application de mesures liées à la réduction des inégalités de genre dans le marché du travail
25%	0,093
50%	0,1861
75%	0,2792
100%	0,3723

Source : Élaboré par les auteurs

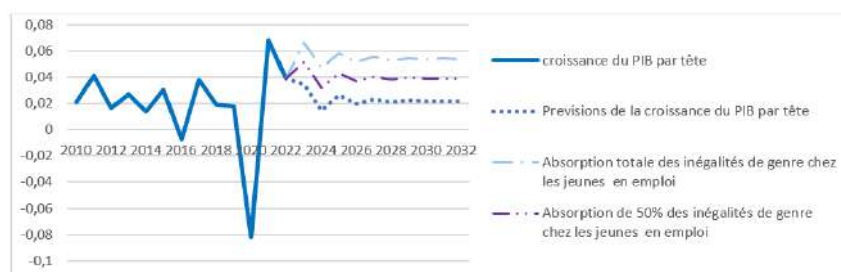
Sur la base de ces simulations, il est possible de représenter le coût économique de la persistance de ces inégalités au Maroc entre 2023 et 2032. L’estimation des prévisions de la croissance du PIB par habitant via un modèle ARIMA indique une croissance moyenne de 2,26% entre 2023 et 2032⁷. Un graphique en éventail de la croissance économique du Maroc, conditionnée par l’absorption progressive des inégalités gendorielles en matière d’emploi chez les jeunes de 15 à 24 ans, est construit en se référant aux résultats des simulations du tableau 5. Si cette absorption complète des inégalités⁸ prend 10 ans, le Maroc pourrait bénéficier d’un taux de croissance annuel moyen supplémentaire de 3,21% au cours des dix prochaines années, ce taux de croissance additionnel représente le coût économique maximal de la persistance des inégalités gendorielles dans l’emploi des jeunes, soulignant l’importance d’agir rapidement pour parvenir à une absorption complète

7. Ce résultat est estimé par une spéciation ARIMA.

8. L’absorption complète de l’écart gendriel en emploi des jeunes est possible si le taux d’emploi des jeunes femmes augmentera de 17% de plus que celui des hommes de la même tranche d’âge entre 2023 et 2032, un tel scénario nécessite la mise en œuvre des politiques et des actions spécifiques pour éliminer les disparités liées au genre sur le marché du travail.

et maximiser les gains économiques potentiels.

FIGURE 3.6 – Simulation des effets de la réduction des écarts gendriels d’emploi



Source : Élaboré par les auteurs

IV Discussion des résultats

Les résultats obtenus révèlent différents constats sur l'économie marocaine, en se focalisant sur l'insertion des jeunes et plus précisément l'inégalité de genre. Les estimations indiquent que le ratio d'emploi des jeunes femmes par rapport aux jeunes hommes affiche un coefficient positif et significatif. En effet, la réduction des écarts existants entre les jeunes hommes et femmes dans le marché de travail améliore à long terme la croissance économique marocaine. Supposons que le processus de réduction totale des barrières à l'emploi des jeunes femmes prend une décennie, ceci amènera à un taux de croissance annuel moyen supplémentaire de 3,21%. Ce chiffre met en évidence le coût économique important de la persistance des inégalités gendrielles au marché du travail chez cette population. Nos résultats s'alignent aux apports théoriques sur les effets potentiels de la réduction des inégalités de genre et au marché de travail sur la croissance économique et concordent avec les résultats de plusieurs travaux empiriques qui ont examiné ces postulats pour le Maroc et d'autres régions du monde. Parmi ces études, on peut citer Klasen (1999) ; Klasen et Lamana (2009) ; Biliamoune et McGillivray (2009) ; Brummet (2008) ainsi que Mitra et al. (2015) et Bargain et Lo Bue (2021). Néanmoins, il est à noter que certains travaux, tels que celui de Balamoune-Lutz et McGillivray (2009), ont abouti à des résultats contradictoires, mais dans un contexte géographique et culturel différent.

La persistance des inégalités gendrielles en emploi et la faible insertion des jeunes femmes dans le marché de travail ont un impact direct sur la croissance économique, car elles limitent le potentiel productif du pays en excluant un segment important de la population active. Cela entraîne des pertes considérables sur la croissance à long terme. Un investissement intense en capital humain féminin et l'application des mesures favorisant l'accès des jeunes femmes à l'emploi pourraient avoir des retombées significatives sur la croissance économique et sur

le développement⁹. Ceci passe par la hausse de la demande et de la production, comme le souligne Tzannatos (1999). De plus, des gains sociaux et sociétaux pourraient être réalisés, tels que la réduction de la dépendance financière des jeunes femmes et la baisse de mariages précoces. D'un autre côté, la favorisation de leur autonomie contribuerait à la stabilisation de la croissance démographique et à l'amélioration de la qualité de vie et du capital humain des générations futures, comme l'ont démontré des études de la Banque mondiale (2001), Schultz (2002), Duflo (2012), Oztunc, H et al. (2015), et Laura Cabeza-García et al. (2018). En effet, la reconfiguration du système éducatif afin d'assurer une insertion facile des jeunes, plus particulièrement les femmes, dans le marché de travail, ainsi que la promotion de l'entrepreneuriat féminin, contribueraient significativement à cette dynamique de croissance inclusive.

En conclusion, les inégalités de genre en emploi ont un coût significatif sur la croissance économique. Il est impératif de prendre des mesures pour réduire ces inégalités afin de promouvoir un développement économique inclusif et durable. La promotion de l'égalité de genre est non seulement une question de justice sociale, mais aussi une nécessité économique pour assurer la prospérité et le bien-être de la société.

Conclusion

L'objectif de la présente étude est d'examiner les inégalités de genre en emploi auprès des jeunes entre 15 et 24 ans au Maroc, en estimant le coût économique engendré par la persistance de ces inégalités. La réalisation de ce desideratum a nécessité le recours à une modélisation en deux étapes. La première étape consiste à estimer l'effet de la réduction des écarts de genre en emploi chez les jeunes sur le PIB par habitant à l'aide d'un modèle ARDL. La seconde étape implique la production de simulations contrefactuelles visant à mettre en évidence le manque à gagner en termes de pourcentage de croissance du PIB par habitant dû à la persistance de ces inégalités.

Nos résultats confirment les postulats théoriques déjà discutés et concordent avec ceux de diverses études¹⁰. En effet, la réduction des disparités gendrielles en emploi favoriserait la croissance économique. Nos estimations suggèrent que la persistance de ces inégalités représente un manque à gagner important pour l'économie marocaine, avec une perte de croissance annuelle supplémentaire du PIB par habitant pouvant atteindre 3,21 % sur dix ans.

L'ampleur des pertes économiques qui découlent de la persistance des inégalités de genre dans la participation des jeunes femmes aux activités économiques implique que les stratégies visant à instaurer une croissance inclusive et durable

9. Klasen (1999); Klasen et Lamana (2009); Biliamoune et McGillivray (2009); Brummet (2008) ainsi que Mitra et al. (2015) et Bargain et Lo Bue (2021).

10. Klasen (1999); Klasen et Lamana (2009); Biliamoune et McGillivray (2009); Brummet (2008) ainsi que Mitra et al. (2015) et Bargain et Lo Bue (2021).

doivent reconnaître les contributions potentielles des jeunes femmes en tant que productrices et génératrices de richesse. Ceci est particulièrement important pour un pays comme le Maroc, qui dispose d'une marge de manœuvre significative pour réduire l'écart de genre en emploi chez les jeunes, parmi lesquels 42,3% des femmes sont des NEETs (ni en emploi, ni en éducation, ni en formation)¹¹. Ces stratégies doivent prioriser un investissement massif dans l'éducation, nécessaire pour générer une main d'œuvre qualifiée pour les deux genres. Il est crucial de garantir un accès généralisé à un système éducatif efficace et flexible, adapté aux besoins du marché du travail marocain. De plus, il est recommandé de favoriser un environnement plus inclusif sur le marché du travail, permettant aux jeunes femmes de développer leur potentiel, d'accéder à des opportunités professionnelles et de contribuer pleinement à la société et à l'économie.

Bien que notre étude ait contribué à une meilleure compréhension des coûts économiques des inégalités de genre dans le marché du travail au Maroc, en se concentrant sur un segment vulnérable de la population, à savoir les jeunes, il est important de signaler que nos résultats doivent être interprétés avec prudence, compte tenu de la complexité du marché du travail et de l'économie marocaine. Il est donc nécessaire d'explorer de nouvelles perspectives d'amélioration pour orienter les recherches futures, telles que l'analyse des relations non linéaires entre l'emploi et le PIB par habitant ou l'adoption d'une analyse sectorielle plus désagrégée. Enfin, l'examen des inégalités de genre au sein de la population active occupée en termes de sous-emploi ou de rémunération pourrait présenter un intérêt majeur pour les pays en développement. La prise en compte de ces limites permettra certainement d'améliorer la qualité de ce travail.

11. Marché du travail en chiffres, HCP 2019.

Références

- Balamoune-Lutz, M., & McGillivray, M. (2009). Does gender inequality reduce growth in Sub-Saharan African and Arab countries? *African Development Review*, 21(2), 224-242.
- Bargain, O., & Lo Bue, M. C. (2021). The economic gains of closing the employment gender gap : Evidence from Morocco (Working Paper 2021/79). *WIDER Working Paper*.
- Barro, R. J., & Lee, J.-W. (1994). Sources of economic growth. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, 1-46.
- Bertay, A. C., Dordevic, L., & Sever, C. (2020). Gender inequality and economic growth : Evidence from industry-level data. *International Monetary Fund*.
- Blecker, R. A., & Seguino, S. (2012a). Macroeconomic effects of reducing gender wage inequality in an export-oriented, semi-industrialized economy. In *The Feminist Economics of Trade* (pp. 91-114). Routledge.
- Braunstein, E. (2012). Making policy work for women : Gender, foreign direct investment, and development. In *Social Justice and Gender Equality* (pp. 71-96).
- Brummet, Q. (2008). The effect of gender inequality on growth : A cross-country empirical study. *The Park Place Economist*, 16(1), 12-23.
- Busse, M., & Spielmann, C. (2006). Gender inequality and trade. *Review of International Economics*, 14(3), 362-379.
- Cabeza-García, L., Del Brio, E. B., & Oscanoa-Victorio, M. L. (2018). Gender factors and inclusive economic growth : The silent revolution. *Sustainability*, 10(1), 121.
- Cavalcanti, T., & Tavares, J. (2007). The output cost of gender discrimination : A model-based macroeconomic estimate.
- Davidson, R., MacKinnon, J. G., & Chambers, M. J. (1994). *Estimation and inference in econometrics*. Economic Journal-Including Annual Conference Paper Supplement, 104(424), 703-704.
- Duflo, E. (2012). Women empowerment and economic development. *Journal of Economic Literature*, 50(4), 1051-1079.
- Duncan, L. E., Peterson, B. E., & Winter, D. G. (1997). Authoritarianism and gender roles : Toward a psychological analysis of hegemonic relationships. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 23(1), 41-49.
- Esteve-Volart, B. (2004). Gender discrimination and growth : Theory and evidence from India. *LSE STICERD Research Paper No. DEDPS42*.
- Fukuyama, F. (1998). Women and the evolution of world politics. *Foreign Affairs*, 77(5), 24-40.
- Hakura, M. D., Hussain, M. M., Newiak, M. M., Thakoor, V., & Yang, M. F. (2016). Inequality, gender gaps, and economic growth : Comparative evi-

- dence for Sub-Saharan Africa. *International Monetary Fund*.
- HCP. (2000-2021). *Activité, emploi et chômage résultats détaillés*. Haut Commissariat au Plan.
 - Keynes, J. M. (2017). *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*. Éditions Payot.
 - Klasen, S. (2006). UNDP's gender-related measures : Some conceptual problems and possible solutions. *Journal of Human Development*, 7(2), 243-274.
 - Klasen, S., & Lamanna, F. (2009). The impact of gender inequality in education and employment on economic growth : New evidence for a panel of countries. *Feminist Economics*, 15(3), 91-132.
 - Kuma, J. K. (2018). Modélisation ARDL, test de cointégration aux bornes et approche de Toda-Yamamoto : Éléments de théorie et pratiques sur logiciels.
 - Lorgelly, P. K., & Owen, P. D. (1999). The effect of female and male schooling on economic growth in the Barro-Lee model. *Empirical Economics*, 24(3), 537-557.
 - Lucas Jr, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.
 - Malthus, T. R. (1986). *An Essay on the Principle of Population (1798)*. The Works of Thomas Robert Malthus, London, Pickering Chatto Publishers, 1, 1-139.
 - Mitra, A., Bang, J. T., & Biswas, A. (2015). Gender equality and economic growth : Is it equality of opportunity or equality of outcomes? *Feminist Economics*, 21(1), 110-135.
 - Oostendorp, R. H. (2009). Globalization and the gender wage gap. *The World Bank Economic Review*, 23(1), 141-161.
 - Oztunc, H., Oo, Z. C., & Serin, Z. V. (2015). Effects of female education on economic growth : A cross country empirical study. *Educational Sciences : Theory and Practice*, 15(2), 349-357.
 - Schultz, T. P. (2002). Why governments should invest more to educate girls. *World Development*, 30(2), 207-225.
 - Seguino, S. (2000). Gender inequality and economic growth : A cross-country analysis. *World Development*, 28(7), 1211-1230.
 - Seguino, S. (2002). Gender, quality of life, and growth in Asia 1970-90. *The Pacific Review*, 15(2), 245-278.
 - Seguino, S. (2008). Micro-macro linkages between gender, development, and growth : Implications for the Caribbean region. *Journal of Eastern Caribbean Studies*, 33(4), 8-42.
 - Seguino, S., & Floro, M. S. (2003). Does gender have any effect on aggregate saving? An empirical analysis. *International Review of Applied Economics*, 17(2), 147-166.
 - Sen, A. (1992). Missing women. *BMJ : British Medical Journal*, 304, 587.
 - Sen, A. (1995). *Inequality Reexamined*. Harvard University Press.

- Stokey, N. L. (1994, June). Comments on Barro and Lee. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (Vol. 40, pp. 47-57). North-Holland.
- Stotsky, J. G. (2006). Gender and its relevance to macroeconomic policy : A survey. *IMF Working Paper 06/233*. Washington, DC : International Monetary Fund.
- Swamy, A., Knack, S., Lee, Y., & Azfar, O. (2001). Gender and corruption. *Journal of Development Economics*, 64(1), 25-55.
- Thomas, D., & Strauss, J. (1997). Health and wages : Evidence on men and women in urban Brazil. *Journal of Econometrics*, 77(1), 159-185.
- Tzannatos, Z. (1999). Women and labor market changes in the global economy : Growth helps, inequalities hurt, and public policy matters. *World Development*, 27(3), 551-569.
- World Bank. (2001). *Engendering development through gender equality in rights, resources, and voice*. World Bank Policy Research Report. World Bank Group.
- World Bank. (2004). *Gender and development in the Middle East and North Africa : Women in the public sphere*. The World Bank.

PARTIE 2 : DISPARITÉS SALARIALES

4 Déterminants des écarts de rémunération et de participation entre hommes et femmes sur le marché du travail au Maroc

Fahd MANSOURI

Résumé

Cette étude analyse les inégalités de genre sur le marché du travail marocain, en se concentrant sur les écarts de rémunération et de participation entre hommes et femmes. En 2017, les femmes gagnaient en moyenne 9 % de moins que les hommes et leur taux de participation était de seulement 22 %, contre 70 % pour les hommes. L'analyse révèle que, malgré une réduction des écarts salariaux entre 2011 et 2017, des discriminations persistent, surtout dans le bas de la distribution salariale, où les hommes sont favorisés. Dans le haut de la distribution, les femmes qualifiées bénéficient de meilleures opportunités, grâce à leur niveau d'éducation. Concernant la participation, l'écart entre les sexes reste majoritairement inexpliqué, en raison de discriminations ou de normes sociales limitant l'accès des femmes au travail. Bien que des progrès aient été réalisés, les politiques publiques doivent intensifier leurs efforts pour éliminer ces inégalités structurelles et valoriser pleinement le potentiel économique des femmes.

Mots-clés : Inégalités de genre-Discrimination-marché du travail

Determinants of Wage and Participation Gaps Between Men and Women in the Labor Market in Morocco

Abstract

This study analyzes gender inequalities in the Moroccan labor market, focusing on pay and participation gaps between men and women. In 2017, women earned on average 9% less than men, and their participation rate was just 22%, compared with 70% for men. The analysis reveals that, despite a reduction in pay gaps between 2011 and 2017, discrimination persists, especially at the lower end of the pay distribution, where men are favored. At the top end of the distribution, qualified women enjoy better opportunities, thanks to their level of education. In terms of participation, the gender gap remains largely unexplained, due to discrimination or social norms limiting women's access to work. Although progress has been made, public policies need to step up their efforts to eliminate these structural inequalities and make full use of women's economic potential.

Keywords : Gender inequality-Discrimination-Labor market

Introduction

Même si, à partir du début des années 2000, le Maroc s'est engagé dans un processus de changements sans précédents pour encourager la contribution des femmes dans l'économie, et plus largement dans la société, les inégalités entre les hommes et les femmes observées sur le marché du travail restent encore particulièrement marquées (Banque Mondiale, 2015 ; 2018). À caractéristiques identiques, les femmes marocaines perçoivent en effet en moyenne des revenus de 9% inférieurs à ceux de leurs homologues masculins (ENE, 2017). De même, leur taux de participation sur le marché du travail est très faible de 22% en 2017 contre 70% pour les hommes (HCP, 2018).

Dans ce contexte, l'objectif de ce présent travail est d'analyser empiriquement les mécanismes de formation de ces deux formes d'inégalités de genre sur le marché du travail marocain. Notre travail s'inscrit ici dans la lignée des nombreuses analyses dans le contexte particulier des Pays en Développement (voir par exemple, Jayachandran, 2015 pour une revue de la littérature). Dans cette littérature, les études concernant le cas marocain, ou plus généralement la région MENA, ne sont toutefois pas si fréquentes (par exemple, Nordman et Wolff, 2009 ; Doudich, 2011 ; AlAzzawi et Hlasny, 2019) et, en général, sont seulement centrées sur les écarts de genre en termes de rémunération. Or, mieux comprendre les inégalités de genre sur le marché du travail marocain est un enjeu important. D'une part, cela peut permettre de révéler les possibles effets de discrimination dont sont victimes les femmes. D'autre part, cela a également une forte portée normative pour le gouvernement marocain, notamment dans la perspective des Objectifs de Développement Durable (ODD) pour 2030.

Dans une seconde étape, nous nous intéressons plus particulièrement aux écarts observés entre les hommes et les femmes en termes de taux de participation sur le marché du travail marocain. À ce niveau, nous avons ici choisi d'utiliser les méthodes de décomposition proposées par Yun (2004) et Ñopo (2008). À notre connaissance, ce type d'analyse n'a jamais été mené au Maroc et même, plus généralement, dans la région MENA.

La première section de ce chapitre détaille les différentes méthodologies retenues pour analyser les déterminants de l'écart salarial de genre observé sur le marché du travail au Maroc ainsi que leurs principaux résultats obtenus. Dans la seconde section, ce sont les écarts de genre en termes de participation au marché du travail qui font l'objet de notre analyse.

I Analyses de décomposition de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes sur le marché du travail marocain

Choix méthodologiques et stratégies empiriques

Dans un premier temps, nous avons choisi de nous centrer sur les déterminants de l'écart salarial moyen observé entre les genres sur le marché du travail au Maroc. Dans un second temps, pour pouvoir tenir compte de l'hétérogénéité intrinsèque

des travailleurs féminins et masculins, nous élargissons notre analyse à l'ensemble de la distribution des salaires et non plus seulement à la moyenne.

Analyse de décomposition de l'écart de salaires moyens

A-Retour sur la littérature empirique

Pour analyser les déterminants de l'écart salarial moyen entre les genres nous avons ici choisi d'utiliser la méthode de décomposition de Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973). Son principal avantage est en effet de distinguer la part des écarts qui peut être expliquée par des caractéristiques observables entre les hommes et les femmes et celle qui est inexpliquée. Cette méthode est utilisée dans de nombreuses études empiriques dans les Pays en Développement. Si la majorité de ces analyses confirment l'existence d'un différentiel en faveur des hommes, un nombre important d'entre elles montre également que les différences de caractéristiques individuelles (par exemple le capital humain) ne suffisent pas toujours à l'expliquer totalement, ce qui peut être interprété comme une discrimination salariale envers les femmes.

L'étude pionnière de Cohen et House (1993), dans la ville de Khartoum au Soudan, indique par exemple que les écarts moyens de rémunération entre les genres peuvent être principalement expliqués par des différences de dotations en capital humain. Cette même conclusion est retrouvée par Appleton et al. (1999) pour la Côte d'Ivoire. En revanche, elle est infirmée en Éthiopie et en Ouganda. De leur côté, Siphambe et Thokweng-Bakwena (2001) montrent que l'écart moyen de salaire dans le secteur public au Botswana est dû en grande partie aux différences de caractéristiques entre les hommes et les femmes. En revanche, dans le secteur privé (formel), la majeure partie de cet écart peut être attribuée à un effet de discrimination. Au Vietnam, Liu (2004) trouve que cet effet de discrimination est probablement à l'origine de la quasi-totalité des écarts de rémunération existants entre les hommes et les femmes. Sur un échantillon de 7 villes Africaines, Nordman et al. (2011) montrent que les différences de caractéristiques individuelles entre les sexes, notamment en termes d'éducation, expliquent seulement 40 % de l'écart moyen salarial. Au Maroc, Doudich (2011) trouve que l'écart salarial de genre a baissé entre 1998 et 2008, mais qu'il reste toutefois dû aux différences de valorisation des caractéristiques respectives des hommes et des femmes. Plus récemment, Biltagy (2019) montre que la différence salariale moyenne entre les hommes et les femmes en Égypte est due à un effet de discrimination, mais que ce dernier a diminué entre 2006 et 2012.

B-Modélisation retenue dans le cas du Maroc

Dans la lignée des analyses précédentes, nous appliquons la méthode de décomposition à la Oaxaca-Blinder aux travailleurs salariés marocains. Nous considérons ainsi deux groupes d'individus (F et H respectivement pour les femmes et les hommes) percevant des salaires Y supposés dépendre respectivement d'un ensemble de n variables explicatives (XF_n) et (XH_n) représentant leurs caractéris-

tiques. Dans ce cadre, le *log* du salaire de chaque individu i dans chaque groupe est modélisé de la manière suivante :

$$Y_i = \alpha_F + \sum_n X_{i,n} \cdot \beta_{Fn} \quad \forall i \in F \quad (4.1)$$

$$Y_i = \alpha_H + \sum_n X_{i,n} \cdot \beta_{Hn} \quad \forall i \in H \quad (4.2)$$

Pour chacun des deux groupes le salaire moyen peut alors s'écrire :

$$\bar{Y}_F = \alpha_F + \sum_n \bar{X}_{Fn} \cdot \beta_{Fn} \quad (4.3)$$

$$\bar{Y}_H = \alpha_H + \sum_n \bar{X}_{Hn} \cdot \beta_{Hn} \quad (4.4)$$

Et l'écart de salaire moyen observé entre les groupes peut être décomposé de la manière suivante :

$$\bar{Y}_H - \bar{Y}_F = \sum_n \left(\bar{X}_{Hn} - \bar{X}_{Fn} \right) \cdot \beta_{Hn} + (\alpha_H - \alpha_F) + \sum_n \bar{X}_{Fn} \cdot (\beta_{Hn} - \beta_{Fn}) \quad (4.5)$$

Où :

- $\Delta x = \sum_n \left(\bar{X}_{Hn} - \bar{X}_{Fn} \right) \cdot \beta_{Hn}$ Correspond à la part de l'écart salarial qui peut être « expliquée » par les différences de caractéristiques observables entre les deux groupes.
- $\Delta c = (\alpha_H - \alpha_F) + \sum_n \bar{X}_{Fn} \cdot (\beta_{Hn} - \beta_{Fn})$ correspond à la part de l'écart salarial qui est « inexpliquée », indiquant qu'une même caractéristique est valorisée différemment (β_{Hn} et β_{Fn}) pour les hommes et pour les femmes ou qu'il existe des différences dans les constantes des deux modèles (α_H et α_F).

En supposant que le salaire contrefactuel ($\bar{Y}_{Fc}$) est le salaire que gagnerait les femmes si leurs caractéristiques étaient rémunérées de la même manière que pour les hommes, il est donc possible de calculer l'écart inexpliqué :

$$\bar{Y}_{Fc} = \alpha_H + \sum_n \bar{X}_{Fn} \cdot \beta_{Hn} \quad (4.6)$$

À ce stade, il convient de souligner que l'interprétation de la contribution de chaque caractéristique individuelle à la part inexpliquée peut poser un problème lorsque certaines variables utilisées sont catégorielles (voir, par exemple, Jones, 1983; Cain; 1986; ou Fairlie, 2005). En effet, si un modèle comprend des variables muettes, la somme des effets des coefficients détaillés attribués aux variables muettes n'est pas indépendante au choix de la variable de référence ou de la catégorie omise. Dans ce cas, l'interprétation de la contribution des variables à l'écart peut être faussée. Pour remédier à cette difficulté, Gardeazabal et Ugidos (2004) ou encore

Yun (2005) ont proposé de normaliser les coefficients (β_{Hn} , β_{Fn}). Le problème d'identification peut alors être désormais résolu en calculant la moyenne des effets des coefficients d'un ensemble de variables muettes tout en permutant les groupes de référence. Nous utiliserons donc ici cette méthode de normalisation dans notre décomposition de l'écart des salaires.

Déterminants des écarts de rémunération et de participation entre les hommes et les femmes sur le marché du travail au Maroc

A-Retour sur la littérature empirique

En complément de l'analyse précédente, nous avons également choisi de mener une deuxième analyse de décomposition qui ne repose plus cette fois sur la moyenne des salaires des travailleurs féminins et masculins, mais sur l'ensemble de leur distribution. Dans cette perspective, nous rejoignons ainsi également une partie de la littérature empirique sur ce sujet dans laquelle, toutefois, deux types de méthodologies peuvent être distinguées.

Un premier groupe d'analyses utilise la méthode des quantiles non conditionnels de Firpo et al. (2009) dont le principal avantage est de permettre de mesurer la contribution de chaque variable explicative à l'écart salarial pour chaque niveau de quantile. Dans ce cadre, Chi et Li (2008) montrent par exemple que, si l'écart de genre s'est creusé entre 1987 et 2004 pour l'ensemble de la distribution des salaires sur le marché du travail urbain chinois, il s'est surtout accentué dans le bas de la distribution. Ils révèlent alors, qu'à ce niveau, les effets de discrimination ont particulièrement participé à cet accroissement (phénomène de «*sticky floor*»), notamment chez les travailleuses du secteur privé ayant un niveau d'instruction relativement faible. Dans le contexte Sud-Africain, Bhorat et Goga (2013) montrent à l'inverse que la différence observée entre les hommes et les femmes dans le bas de la distribution des salaires peut essentiellement être expliquée par la nature du secteur d'activité. En revanche, dans le haut de la distribution, l'écart est moins prononcé, mais s'explique surtout par des différences de valorisation de certaines caractéristiques individuelles, telles que le diplôme. Dans leur analyse du marché du travail au Bangladesh, Ahmed et McGillivray (2015) montrent que, dans la partie inférieure de la distribution, si l'écart salarial observé entre les sexes est plus élevé, il a toutefois considérablement baissé entre 1999 et 2009, notamment grâce à une diminution de la discrimination envers des femmes. En haut de la distribution, l'écart salarial observé en faveur des hommes est surtout expliqué par leur avantage en termes de qualification et d'accès à certains emplois nécessitant un niveau d'enseignement supérieur.

Un second groupe d'analyses utilise la méthode de décomposition par quantile conditionnel de Machado et Mata (2005) qui permet d'obtenir une décomposition agrégée de la différence salariale. Dans ce cadre, Nordman et Wolff (2009) montrent par exemple que l'écart de revenu entre les sexes dans le secteur manufacturier marocain en 2000, est en faveur des hommes et est beaucoup plus élevé en haut de la

distribution qu'en bas de la distribution. Dans la partie haute, il est en grande partie expliqué par la différence de caractéristiques individuelles entre les hommes et les femmes. Dans la partie basse, en revanche, la majorité de l'écart reste inexpliquée, révélant de possibles effets de discrimination. En Colombie, Badel et Peña (2010) constatent que l'écart entre les sexes est plus prononcé aux deux extrémités de la distribution des salaires. La différence de rémunération, dans la partie inférieure comme dans la partie supérieure, est dans sa majorité due à des différences de valorisation selon le genre de certaines caractéristiques individuelles, et donc à un effet de discrimination. Deshpande et al. (2018) trouvent enfin que la majeure partie de l'écart salarial entre les sexes observé en Inde en 1999 et en 2009 est inexpliquée et que, en bas de l'échelle salariale, les femmes sont confrontées à des effets de discrimination plus importants qu'en haut de l'échelle.

B-Modélisation retenue dans le cas du Maroc

Dans notre analyse du marché du travail marocain, nous avons choisi de retenir la méthode de décomposition par quantiles non conditionnels proposée par Firpo et al. (2009). Outre le fait que cette approche autorise une analyse en plusieurs points de la distribution des salaires, elle permet également de détailler le rôle de chacune des variables du modèle dans la décomposition de façon à la fois additive et indépendante à l'ordre.

Cette méthodologie repose sur l'estimation d'une fonction d'influence recentrée (Recentered Influence Function, RIF) pour le quantile d'intérêt de chaque groupe (dans notre cas, les hommes et les femmes). Cette fonction RIF est obtenue grâce à une fonction d'influence (IF) permettant d'évaluer l'effet que peut avoir un changement infinitésimal dans un ensemble de variables sur chaque quantile. Dans le cas d'un quantile d'ordre τ , IF s'écrit alors :

$$IF(Y_i; Q_\tau) = (\tau - I\{Y \leq Q_\tau\}) / f_Y(Q_\tau) \quad (4.7)$$

où I est une fonction caractéristique (Indicator function) qui indique si la variable dépendante Y est inférieure ou non à Q_τ ; f_Y est une fonction de densité de Y estimée par Kernel (l'estimation par méthode non paramétrique nous oblige en effet à utiliser les bootstraps pour calculer l'écart-type).

RIF est obtenu en ajoutant le quantile en question à la fonction d'influence :

$$RIF(Y_i; Q_\tau) = Q_\tau + IF(Y_i; Q_\tau) \quad (4.8)$$

Dans ce cadre, l'objectif est de transformer chaque Y_i (le log du salaire mensuel des individus dans notre cas) en fonction RIF pour ensuite estimer la fonction d'influence recentrée conditionnelle pour chaque groupe ($RIF(Y_i; Q_{g\tau}|X)$) grâce aux moindres carrés ordinaires. Le théorème de l'espérance totale nous permet enfin de ramener la décomposition par quantile au cadre linéaire simple du modèle de Oaxaca-Blinder :

$$E[RIF(Y_i; Q_\tau)] = Q_\tau \quad (4.9)$$

$$E[RIF(Y_i; Q_\tau)|X] = Q_\tau = X \cdot \lambda(\tau) \quad (4.10)$$

Pour chaque année, nous construisons donc la distribution contrefactuelle du salaire mensuel des femmes, c'est-à-dire la distribution que l'on aurait observée si elles avaient bénéficié des mêmes valorisations de leurs caractéristiques individuelles que les hommes. Dans ce cadre, les différences entre la distribution réelle des salaires des hommes et la distribution contrefactuelle des femmes représentent l'écart de salaires entre les sexes dû à l'effet de dotation, c'est-à-dire « *la part expliquée* ». En revanche, les différences entre la distribution réelle des femmes et leur distribution contrefactuelle indiquent l'effet de discrimination, c'est-à-dire « *la part inexpliquée* ». Grâce aux hypothèses sur la fonction d'influence recentrée, le calcul de la décomposition désagrégée (la contribution de chaque variable explicative à l'écart) se fait en suivant la méthode standard de *Oaxaca-Blinder*. Mais à ce niveau, au lieu de réaliser une décomposition de l'écart moyen entre deux moyennes, nous décomposons l'écart entre deux quantiles d'ordre $\tau(Q_\tau)$.

Nous considérons donc deux groupes H et F, pour qui nous souhaitons étudier l'écart salarial $Y_H - Y_F$ entre quantiles d'ordre τ ($Q_\tau^H(Y)$ et $Q_\tau^F(Y)$), en prenant en considération un ensemble de déterminants individuels (X_H et X_F). La décomposition de l'écart entre deux quantiles de chaque groupe s'écrit alors :

$$RIF(Y_H; Q_{H\tau}) - RIF(Y_F; Q_{F\tau}) \quad (4.11)$$

$$= Q_\tau^H(Y) - Q_\tau^F(Y) \quad (4.12)$$

$$= \sum (C_H - X_F) \cdot \lambda_\tau^H + \sum X_F \cdot (\lambda_\tau^H - \lambda_\tau^F) + (\alpha_H - \alpha_F) \quad (4.13)$$

Où λ_τ^i représente le coefficient estimé associé à chaque sous-population (i) pour un quantile d'ordre τ (c'est le coefficient β dans l'estimation classique d'Oaxaca-Blinder).

Où :

- $\Delta x = \sum (C_H - X_F) \cdot \lambda_\tau^H$ est la part expliquée
- $\Delta c = \sum X_F \cdot (\lambda_\tau^H - \lambda_\tau^F) + (\alpha_H - \alpha_F)$ est la part non-expliquée

Données et statistiques descriptives

Nature des données utilisées

Les données micro-économiques que nous utilisons sont issues des Enquêtes Nationales sur l'Emploi (ENE) de 2011 et de 2017, menées par la Direction de la Statistique Marocaine relevant du Haut-Commissariat au Plan (HCP). La collecte de ces données a commencé depuis 1976, mais ne concernait que le milieu urbain. À partir de 1999, l'enquête a été étendue pour couvrir toutes les régions du pays. Plus de 200000 individus (250000 en 2011 et 204954 en 2017) y sont représentés dans un échantillon représentatif des différentes couches sociales et régions du Maroc, représentant environ 60000 ménages dont 20000 ruraux. Ces données comprennent un grand nombre d'informations sur les conditions de vie des individus, leurs caractéristiques démographiques, leur rapport à l'emploi et leurs rémunérations.

Compte tenu de la nature de notre recherche, nous n'avons finalement retenu que les individus salariés (de plus de 15 ans) qui avait renseigné leur niveau de salaire dans l'enquête. Au final, cela représente un échantillon de 24890 personnes (19696 hommes et 5194 femmes) en 2011 et 20662 personnes (16585 hommes et 4077 femmes) en 2017. Les variables extraites de ces échantillons ont été choisies à l'aide de la littérature économique (notamment, Chi et Li, 2008; Blau et Kahn, 2017 ou encore Deshpande et al., 2018) pour représenter les caractéristiques de chaque homme et de chaque femme. Elles concernent :

- Leur niveau d'éducation
- La nature de la branche d'activité où ils exercent
- La nature de l'emploi qu'ils occupent (Catégorie socio-professionnelle)
- Leur niveau d'expérience (ici approché par l'âge au premier emploi)
- Leur temps de travail effectif (plein ou partiel)

Principales statistiques descriptives

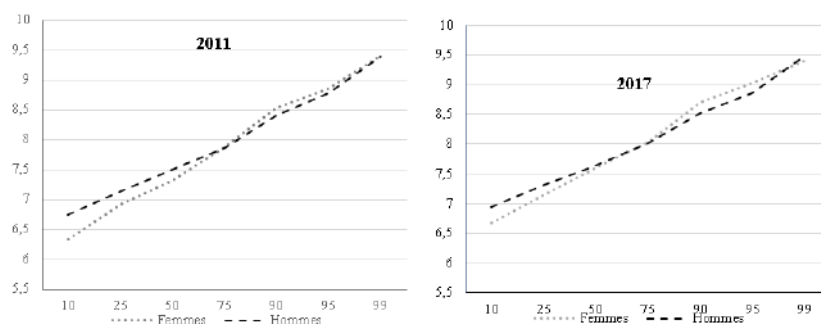
Le Graphique 4.1 et le tableau 4.1 présentent les statistiques descriptives des données finalement retenues. Quelques éléments notables concernant la différence entre les hommes et les femmes peuvent déjà être soulignés à ce stade. En 2017, la différence salariale (ici pour le logarithme du salaire mensuel) entre les hommes et les femmes est de 0.08 en faveur des hommes. Cet écart a cependant connu une baisse par rapport à 2011 où il était de 0.15. En 2017, dans la partie inférieure de la distribution, les hommes ont un salaire supérieur à celui des femmes, alors que dans le haut de la distribution, les femmes présentent un avantage salarial à l'exception du 99^e centile. Le Graphique 4.2 montre les fonctions de densité (*kernel*) du logarithme des salaires respectifs en 2011 et 2017. Si les distributions des salaires des hommes et des femmes sont globalement comparables, celle des hommes se caractérise toutefois par une densité plus élevée au niveau du mode et une dispersion plus faible que celle des femmes.

Il existe de grandes différences en ce qui concerne niveau d'éducation. Les employés salariés avec un niveau d'enseignement fondamental (maternelle et primaire) sont les plus représentés avec 50 % des hommes et environ 30 % des femmes en 2011 et en 2017. 23 % (20 % en 2011) des femmes salariées ont un niveau d'éducation supérieur alors que 10 % (8.7 % en 2011) seulement des hommes salariés ont ce niveau d'éducation.

La répartition des différents actifs par branche d'activité n'a pas connu d'importants changements entre 2011 et 2017. Le secteur BTP, nécessitant de la force physique, emploie presque le quart des hommes (contre 1 % des femmes). Le secteur agricole emploie presque 18 % des hommes et 11 % des femmes en 2017. La part des hommes salariés travaillant dans ce secteur a augmenté de 3 % entre 2011 et 2017 alors que la part des femmes salariées n'a pas connu de variation durant cette période. En outre, nos données confirment que les femmes sont plutôt employées dans les branches de services (« Autres services » : 30 % en 2017 et 25 % en

2011 ; Administration et services sociaux : 27 % en 2017 et 32 % en 2011).

FIGURE 4.1 – Distribution par quantiles du logarithme du salaire en 2011 et 2017



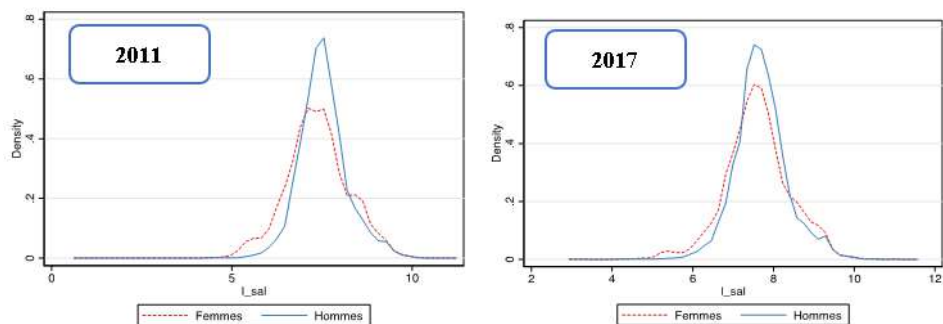
Source : calculs propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

TABLE 4.1 : Statistiques descriptives des variables utilisées

	2011		2017	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
Log du salaire	7.38	7.54	7.61	7.69
Niveau d'éducation (%)				
Sans niveau scolaire	27.7	21.2	29	22
Enseignement fondamental	30.6	50.6	30	50
Enseignement secondaire	18.4	12.7	17	12
Enseignement supérieur	20.4	8.7	23	10
Autre niveau scolaire	2.9	6.7	1	5
Catégorie Socio-Professionnelle (%)				
Membres des corps législatifs, Élus locaux, responsables	0.3	0.7	0	1
Cadres et professions intellectuelles supérieures	3.4	1.6	11	4
Cadres moyens	16.5	5.7	9	3
Employés (sans responsabilité administrative)	21.4	16.6	20	17
Intermédiaires commerciaux et financiers	0.3	1	1	1
Artisans et ouvriers qualifiés des métiers artisanaux	17.2	23.6	14	22
Ouvriers et manœuvres agricoles et de la pêche	9.6	14.2	11	17
Conducteurs de machines et ouvriers	0.8	8.2	1	8
Manœuvres non agricoles et manutentionnaires	30.6	28.3	33	26
Branches d'activités (%)				
Agriculture forêt et pêche	10.7	15.6	11	18
Industrie (y compris l'artisanat)	23.7	14.6	24	14
BTP	0.7	25.3	1	24
Commerce et réparation	5.3	81	6	8
Transports, entrepôts et communications	2.8	7.9	2	7
Administration générale et services sociaux	32	17.8	27	15
Autres services	24.8	10.7	30	13
Expérience (en année)	16.1	21.5	17.2	22.7
Temps plein (%)	88.4	82.3	88	79
Observations	5194	19696	4077	16585

Source : calculs propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

FIGURE 4.2 – Fonction de densité du log des salaires (Kernel), par sexe en 2011 et 2017



Source : calculs propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

En ce qui concerne la Catégorie Socio-Professionnelle, il faut remarquer que la proportion des femmes appartenant à la catégorie « *Cadres ou professions intellectuelles supérieures* » est passée de 4 % en 2011 à 11 % en 2017. Pour les hommes, cette proportion a également augmenté mais seulement de 2 % en 2011 à 4 % en 2017. Ces statistiques révèlent donc que les femmes sont relativement bien représentées dans des professions nécessitant une main d'œuvre hautement qualifiée. Seulement 79 % des hommes salariés travaillent à temps plein en 2017, soit une baisse de 3 % par rapport à 2011, alors que cette part est de 88 % pour les femmes dans les deux périodes. Enfin, sur la base de la variable enregistrant l'âge au premier emploi, nous estimons que les hommes ont en moyenne 5 ans de plus d'expérience sur le marché du travail que les femmes.

Résultats des estimations

Remarques préliminaires

Avant de commenter plus en détails nos résultats, il convient de faire quelques remarques. En premier lieu, sur la base de Ahmed et McGillivray (2015), nous avons intégré des variables « *dummies* » dans chacune de nos analyses de décomposition pour contrôler des différences régionales potentielles en termes de marché du travail, de prix, de présence d'établissements d'enseignement, etc.

En second lieu, nos résultats sont ici présentés sans correction de biais de sélection pour la mesure de l'écart salarial entre les sexes. Dans la littérature empirique, les méthodes et techniques pour traiter cette question ne font en effet pas consensus (voir par exemple, Manski, 1989; Puhani, 2000; Mulligan et Rubinstein, 2008) et nécessitent encore d'être explorées (Blau et Kahn, 2017). En l'absence de variables d'exclusion satisfaisantes dans les données, le problème de sélection ne peut notamment pas être corrigé correctement. De plus, la procédure traditionnelle de correction présentée par Heckman (1979) ne peut pas être utilisée lorsqu'on s'intéresse à l'ensemble la distribution (Buchinsky, 2002). Dans notre cas, ce biais

de sélection potentiel pourrait être par exemple venir du fait que les travailleurs observés dans l'enquête emploi sont seulement ceux qui ont obtenu des rémunérations supérieures à leur salaire de réserve (les travailleurs ayant reçu des offres inférieures ayant donc décidé de ne pas faire partie de la population active) ou ceux qui disposent des caractéristiques les plus utiles sur le marché du travail. C'est particulièrement vrai pour de nombreuses femmes marocaines qui ne sont pas sur le marché du travail, notamment parce qu'elles ont des caractéristiques qui ne les avantagent pas. Dans ce contexte, sans correction du biais de sélection, l'écart salarial entre les sexes sur lequel nous menons notre analyse doit donc être interprété comme une « borne inférieure » puisque l'on observe seulement les femmes avec des caractéristiques productives supérieures à celles qui n'ont pas intégré le marché du travail.

Résultats de la décomposition de l'écart de salaire moyen entre les sexes

Le Tableau 4.2 présente, les résultats obtenus concernant la décomposition de l'écart salarial moyen en 2011 et en 2017. Ils indiquent en premier lieu que, pour chacune de ces années, la part inexpliquée de l'écart salarial entre les hommes et les femmes est plus importante que l'écart salarial total. Avec un coefficient de 0.28, cette part représente 175 % (c'est-à-dire $0.28/0.16$) en 2011. Avec un coefficient de 0.24, elle représente 300 % (c'est-à-dire $0.24/0.08$) en 2017. En d'autres termes, pour les deux années, si les femmes avaient le même mode de rémunération sur le marché du travail que les hommes, elles auraient gagné, en moyenne, un salaire plus élevé que les hommes étant donnés leurs caractéristiques supérieures. Enfin, lorsque l'on s'intéresse à la décomposition détaillée de chaque variable, les résultats montrent que l'éducation supérieure (avec un coefficient de 0.038 en 2011 et de 0.05 en 2017) ainsi que la catégorie socioprofessionnelle (avec un coefficient d'environ 0.08 pour les deux années) sont les facteurs qui contribuent le plus à réduire la différence salariale entre les hommes et les femmes. Le niveau d'expérience est, pour sa part, associé à une augmentation de l'écart salarial (0.18 en 2011 et 0.16 en 2017).

TABLE 4.2 : Résultats de l'analyse de décomposition de l'écart salarial moyen (en log) au Maroc en 2011 et 2017

	2011	2017
Hommes	7.533*** (1555.21)	7.688*** (1497.80)
Femmes	7.372*** (609.99)	7.605*** (591.14)
Différence	0.162*** (12.42)	0.0832*** (6.01)
Expliquée	-0.123*** (-11.85)	-0.154*** (-14.32)
Non-expliquée	0.284*** (29.39)	0.238*** (21.89)
Part expliquée		
Sans niveau scolaire	0.0108*** (8.54)	0.0116*** (8.07)
Enseignement fondamental	-0.0212*** (-14.54)	-0.0238*** (-13.87)
Enseignement secondaire	-0.00847*** (-8.57)	-0.00725*** (-6.57)
Enseignement supérieur	-0.0378*** (-15.55)	-0.0499*** (-15.51)
Autre niveau scolaire	-0.00771*** (-10.60)	-0.0108*** (-12.93)
CSP	-0.0821*** (-13.86)	-0.0823*** (-12.16)
Branches	-0.0112** (-2.81)	-0.0109* (-2.34)
Régions	-0.0105*** (-5.00)	-0.00945*** (-4.73)
Expérience	0.177*** (23.42)	0.161*** (19.98)
Expérience au carré	-0.117*** (-20.94)	-0.114*** (-18.47)
Travail à temps plein	-0.0140*** (-10.21)	-0.0181*** (-11.50)

Notes : (i) Statistiques *t* entre parenthèses; (ii) les effets fixes régions sont inclus dans les estimations;
 (iii) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Source : calculs propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

TABLE 4.3 : Résultats de l'analyse de décomposition de l'écart salarial moyen (en log) au Maroc en 2011 et 2017 (Suite)

	2011	2017
Part non-expliquée		
Sans niveau scolaire	0.0235*** (3.90)	0.0222** (2.71)
Enseignement fondamental	-0.0167** (-3.03)	0.00490 (0.66)
Enseignement secondaire	-0.0153*** (-3.65)	-0.0118* (-2.36)
Enseignement supérieur	-0.0135* (-2.40)	-0.0155 (-1.93)
Autre niveau scolaire	0.00344** (2.89)	0.000429 (0.57)
CSP	-0.0201 (-0.76)	0.0130 (0.57)
Branches	0.0283 (1.81)	0.0430* (2.24)
Régions	-0.0225 (-1.70)	-0.0177* (-2.33)
Expérience	-0.0236 (-0.62)	0.00985 (0.22)
Expérience au carré	0.0383 (1.82)	0.0164 (0.64)
Travail à temps plein	-0.203*** (-7.89)	-0.166*** (-5.86)
Constante	0.505*** (10.63)	0.339*** (6.65)
Observations	24890	20662

Notes : (i) Statistiques *t* entre parenthèses; (ii) les effets fixes régions sont inclus dans les estimations;
 (iii) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Source : calculs propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

Résultats de la décomposition de l'écart salarial par quantile

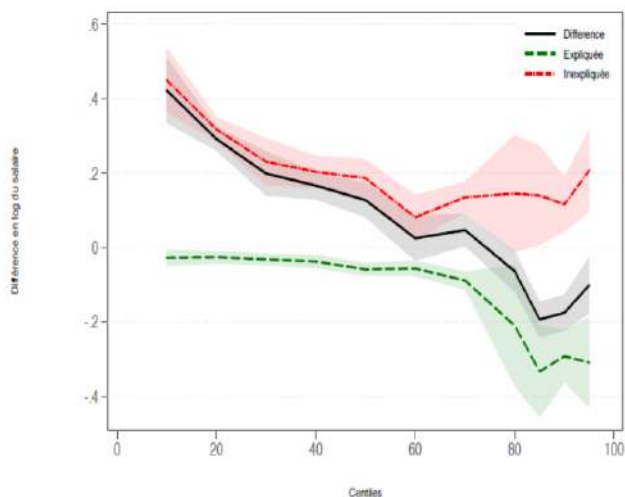
A-Analyse agrégée

Les résultats de notre décomposition agrégée de l'écart salarial entre les hommes et les femmes obtenue grâce à la méthode des quantiles non-conditionnels sont présentés dans les Graphiques 3 et 4. Ils indiquent l'évolution de l'écart salarial en différents points de la distribution des salaires ainsi que la contribution de la composante expliquée et de la composante inexpliquée à cet écart pour 2011 et 2017.

Cette décomposition agrégée révèle en premier lieu que la situation n'a pas véritablement évolué sur la période étudiée, sauf pour quelques variations dans l'ampleur de l'écart salarial observé, surtout dans la partie inférieure de la distribution.

Elle révèle en deuxième lieu qu'il existe des différences entre la partie inférieure et supérieure de la distribution des salaires. Dans la partie inférieure, l'écart entre les sexes est en faveur des hommes (même s'il a baissé de 0.4 en 2011 à 0.2 en 2017) et la totalité de cette différence peut être attribuée à la composante inexpliquée qui représente un peu plus de 103 % en 2011 et environ 125 % en 2017 de l'écart salarial. Cela suggère que, pour ces bas niveaux de salaires, les femmes marocaines devraient avoir des rémunérations légèrement plus élevées que les hommes si leurs caractéristiques observables étaient valorisées de la même manière que celles des hommes. En revanche, à partir de la médiane, l'écart salarial commence à se réduire jusqu'à devenir négatif (et donc en faveur des femmes) à partir du 80ème centile en 2011 et du 75ème centile en 2017. Toutefois, à ce niveau, cet écart peut cette fois être en totalité attribué aux différences de caractéristiques individuelles entre les sexes (composante expliquée). Par exemple, au 90 ème centile, l'écart salarial est de 0.21 et sa part expliquée représente 0.23 (109 %) en 2017. En 2011, ces valeurs sont de 0.17 et 0.24 respectivement (soit 140 % de l'écart). Il faut enfin signaler que la différence salariale n'est pas statistiquement significative au seuil de 5 % du 5ème au 8ème décile en 2017.

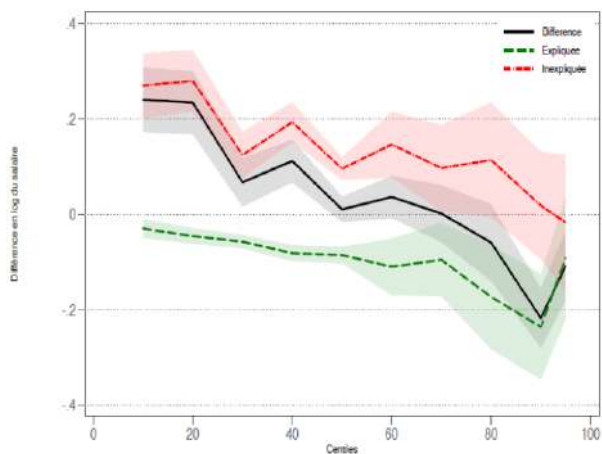
FIGURE 4.3 – Décomposition de l'écart salarial par quantile (10 à 95) entre les hommes et les femmes en 2011



(Zone hachurée, bornes de l'intervalle de confiance à 95%)

Source : calculs propres à partir des données de l'ENE-2011

FIGURE 4.4 – Décomposition de l'écart salarial par quantile (10 à 95) entre les hommes et les femmes en 2017



(Zone hachurée, bornes de l'intervalle de confiance à 95%)

Source : calculs propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

B-Analyse détaillée

L'un des principaux avantages de la méthode proposée par Firpo et al. (2009) par rapport à Machado et Mata (2005) réside dans la possibilité d'obtenir une décomposition pour chaque variable et pour chaque quantile. À titre d'illustration, nous présentons ces résultats détaillés dans le Tableau 3 pour les 10ème, 50ème et 90ème centiles.

En 2011, les résultats montrent qu'au 10ème centile, l'écart salarial (0.42) est en totalité dû aux différences de valorisation des caractéristiques entre les hommes et les femmes. L'analyse de la part non expliquée montre que c'est notamment la différence d'expérience en faveur des hommes qui participent le plus à l'augmentation du différentiel salarial, alors que le fait de travailler à temps plein est associé à la réduction de l'écart observé en ce point de la distribution. Au niveau de la médiane, l'écart salarial (0.13) peut aussi essentiellement être attribué à la part inexpliquée (0.19). La décomposition de la part expliquée montre que la différence d'expériences entre les hommes et les femmes contribuent à la hausse de l'écart alors que l'éducation supérieure et la CSP contribuent à sa baisse. Pour la partie non expliquée, le type d'occupation exercée, le fait d'avoir un niveau d'enseignement supérieur et de travailler à temps plein sont les variables qui contribuent le plus à la réduction de l'écart. Au niveau du 90ème centile, la différence salariale (-0.17) entre les femmes et les hommes est en revanche attribuée dans sa totalité aux effets des caractéristiques individuelles (-0.20) comme on l'a déjà montré dans le Graphique 3. Ainsi, l'analyse de la part expliquée montre que le niveau d'éducation, notamment les études supérieures (0.037), et la catégorie socio-professionnelle (0.22) apparaissent comme les principales variables explicatives associées à cet écart. En revanche, le supplément d'expérience que détiennent les hommes est associé à une réduction de cet écart.

Les résultats pour 2017 sont relativement comparables. Au 10ème centile, l'écart salarial entre les hommes et les femmes est positif (0.24) et en totalité dû aux différences de valorisation (0.3), alors que la part expliquée n'est pas significative. C'est ici principalement la différence d'expérience qui participe au creusement de l'écart alors que le travail à temps plein est associé à une réduction de l'écart. Pour la médiane, la différence n'est pas significative. Au 90ème centile, la différence salariale est en faveur des femmes et déterminée par les effets de dotation (la part expliquée) avec un coefficient de 0.23, ce qui représente un peu plus de la totalité de l'écart salarial observé, (108% de l'écart à ce niveau). La composante inexpliquée n'est, de son côté, pas significative. L'enseignement supérieur (0.05) ainsi que les CSP (0.21) apparaissent comme les principaux déterminants de cet écart alors que l'avantage des hommes en termes d'expérience semble le réduire.

TABLE 4.4 : Résultats de l'analyse de décomposition de l'écart salarial par quantile au Maroc en 2011 et 2017

	2011			2017		
	10 th centile	50 th centile	90 th centile	10 th centile	50 th centile	90 th centile
Hommes	6.763*** (648.64)	7.523*** (1506.93)	8.424*** (701.85)	6.940*** (480.72)	7.646*** (1475.10)	8.531*** (518.20)
Femmes	6.339*** (140.46)	7.393*** (385.74)	8.598*** (496.69)	6.700*** (219.65)	7.636*** (612.93)	8.748*** (299.59)
Différence	0.424*** (9.40)	0.129*** (6.72)	-0.174*** (-8.44)	0.240*** (7.35)	0.0104 (0.76)	-0.217*** (-6.51)
Expliquée	-0.0135 (-1.36)	-0.0614*** (-7.36)	-0.240*** (-6.12)	-0.0297** (-3.14)	-0.0853*** (-10.47)	-0.236*** (-4.79)
Non-expliquée	0.438*** (9.73)	0.191*** (8.70)	0.0663 (1.68)	0.270*** (7.99)	0.0957*** (8.13)	0.0184 (0.34)
Part expliquée						
Sans niveau scolaire	0.00423*** (3.36)	0.00822*** (7.38)	0.0153*** (7.01)	0.00523*** (3.47)	0.00963*** (7.53)	0.0184*** (6.35)
Enseignement fondamental	-0.00875*** (-3.35)	-0.0201*** (-11.31)	-0.0146*** (-3.41)	-0.0121*** (-3.82)	-0.0183*** (-10.12)	-0.0196*** (-3.84)
Enseignement secondaire	-0.00676*** (-6.09)	-0.00810*** (-7.89)	-0.00753** (-2.97)	-0.00390*** (-4.54)	-0.00684*** (-5.86)	-0.00271 (-1.39)
Enseignement supérieur	-0.0238*** (-9.51)	-0.0276*** (-11.44)	-0.0379*** (-5.09)	-0.0225*** (-6.84)	-0.0388*** (-14.36)	-0.0572*** (-5.77)
Autre niveau scolaire	-0.00818*** (-6.84)	-0.00579*** (-7.83)	-0.00565*** (-4.58)	-0.00515** (-3.06)	-0.00914*** (-9.06)	-0.00584** (-2.92)
CSP	0.000103 (0.02)	-0.0132** (-3.19)	-0.221*** (-9.78)	-0.0153* (-2.44)	-0.0198*** (-4.04)	-0.213*** (-7.59)
Branches	0.0181* (2.52)	-0.0126* (-2.33)	-0.0543 (-1.78)	0.0139 (1.44)	-0.00673 (-1.32)	-0.0360 (-0.81)
Régions	-0.0212** (-5.56)	-0.0178*** (-6.97)	-0.00583 (-1.02)	-0.00710* (-2.14)	-0.0134*** (-5.29)	-0.0123 (-1.55)
Expérience	0.217*** (14.85)	0.165*** (16.99)	0.221*** (9.33)	0.193*** (11.57)	0.131*** (15.41)	0.258*** (8.11)
Expérience au carré	-0.163*** (-13.06)	-0.113*** (-15.02)	-0.127*** (-7.01)	-0.149*** (-10.81)	-0.0905*** (-13.39)	-0.168*** (-6.31)
Travail à temps plein	-0.0216*** (-8.16)	-0.0170*** (-9.63)	-0.00319** (-2.94)	-0.0267*** (-8.93)	-0.0226*** (-11.80)	0.00153 (0.82)

Notes : (i) Statistiques *t* entre parenthèses; (ii) les effets fixes régions sont inclus dans les estimations;
 (iii) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Source : calculs propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

Tests de robustesse des résultats

Pour nous assurer de la fiabilité et de la robustesse de nos résultats, nous avons réalisé trois décompositions supplémentaires de l'écart salarial pour chaque année.

Le premier test a consisté à exclure la variable « CSP » de nos estimations salariales, puisqu'elle peut aussi représenter une forme de discrimination lorsque l'employeur différencie les hommes et les femmes dans certaines professions. Dans ce cas, le choix de l'occupation est un résultat des pratiques de l'employeur plutôt qu'un résultat du choix individuel ou de différences de productivité (Altonji et Blank, 1999; Blau et Kahn, 2017).

Dans le second test, nous avons limité notre échantillon aux seuls travailleurs à temps plein puisque les différences salariales peuvent aussi émaner de la saisonna-

TABLE 4.5 : Résultats de l'analyse de décomposition de l'écart salarial par quantile au Maroc en 2011 et 2017(Suite)

	2011			2017		
	10 th centile	50 th centile	90 th centile	10 th centile	50 th centile	90 th centile
Part non-expliquée						
Sans niveau scolaire	0.0298 (1.72)	0.0351*** (3.62)	-0.0453*** (-5.90)	0.0297 (1.33)	0.0410*** (4.73)	-0.0311*** (-3.58)
Enseignement fondamental	-0.0461** (-3.27)	-0.0118 (-1.62)	-0.107*** (-6.56)	0.0370 (1.75)	0.0117 (1.61)	-0.0938*** (-5.21)
Enseignement secondaire	-0.0347** (-3.04)	-0.0189*** (-3.32)	0.0218** (3.12)	-0.0239 (-1.92)	-0.0194*** (-3.44)	0.0268*** (3.88)
Enseignement supérieur	-0.0431** (-3.17)	-0.0266** (-3.20)	0.0514*** (6.42)	-0.0457** (-2.36)	-0.0339*** (-3.70)	0.0598*** (5.92)
Autre niveau scolaire	0.0128** (2.92)	0.00420** (2.71)	-0.0227*** (-7.51)	0.00111 (0.49)	0.000799 (1.29)	-0.0247*** (-7.79)
CSP	-0.128 (-1.91)	-0.0128 (-0.50)	-0.281*** (-3.32)	-0.0523 (-1.14)	-0.0133 (-0.68)	-0.166 (-1.61)
Branches	-0.0317 (-1.23)	0.0371 (1.53)	0.0702*** (4.06)	-0.0297 (-0.75)	0.0223 (1.21)	0.0481 (1.93)
Régions	-0.0228 (-0.61)	0.000987 (0.05)	-0.165*** (-4.43)	-0.0528** (-2.62)	-0.00246 (-0.34)	-0.00532 (-0.34)
Expérience	0.274** (2.66)	-0.0206 (-0.30)	-0.0843 (-0.79)	0.172 (1.22)	0.0750 (1.54)	-0.248 (-1.81)
Expérience au carré	-0.0347 (-0.54)	0.0332 (0.98)	0.0334 (0.61)	-0.0121 (-0.14)	-0.0140 (-0.53)	0.0863 (1.14)
Travail à temps plein	-0.504*** (-4.03)	-0.123** (-2.93)	-0.0447* (-2.53)	-0.534*** (-4.26)	0.0132 (0.45)	0.0260 (1.30)
Constante	0.966*** (4.69)	0.294*** (4.85)	0.640*** (6.54)	0.781*** (4.30)	0.0149 (0.30)	0.340** (2.89)
Observations	24890	24890	24890	20662	20662	20662

Notes : (i) Statistiques *t* entre parenthèses; (ii) les effets fixes régions sont inclus dans les estimations; (iii) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Source : calculs propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

lité ou des conditions de travail des travailleurs à temps partiel.

Pour le troisième test, nous avons refait l'analyse de décomposition en prenant le log du salaire horaire comme variable dépendante au lieu du log du salaire mensuel. L'écart salarial observé peut en effet être dû à une différence dans le volume de travail réalisé notamment parce que les femmes ont tendance à travailler moins d'heures que les hommes. Pour calculer le salaire horaire, nous avons donc divisé le salaire mensuel par les heures de travail mensuel des travailleurs à temps plein uniquement.

Les résultats de ces analyses supplémentaires sont qualitativement similaires à ceux obtenus à travers notre modèle principal. Elles sont présentées en Annexe A1. Ces conclusions indiquent alors que les résultats de notre étude sont assez robustes à différentes spécifications et à différentes mesures du salaire.

Discussion

Au final, l'ensemble de ces résultats nous semble offrir un bon aperçu des mécanismes de formation des inégalités salariales entre les femmes et des hommes sur le marché du travail au Maroc.

L'analyse de l'écart de salaire moyen montre notamment que celui-ci a diminué

en faveur des femmes entre 2011 et 2017. Nous retrouvons ici un résultat déjà observé par Doudich (2011) au Maroc entre 1998 et 2007 et qui est peut certainement être en partie attribué aux politiques mises en place, au début des années 2000, par le gouvernement marocain pour essayer d'instaurer certains principes d'égalité entre les sexes et encourager la contribution des femmes dans l'économie. Mais, au-delà de la réduction encourageante de cet écart, il est toutefois possible de repérer, en 2011 et 2017, l'existence de possibles effets de discrimination envers les femmes que ces politiques publiques n'ont donc pas complètement éliminés.

L'analyse plus fine par quantile, qui révèle des différences entre les situations des femmes dans les parties inférieures et supérieures de la distribution des salaires, vient toutefois nuancer les résultats précédents.

En ce qui concerne la partie basse de la distribution des salaires, ils révèlent par exemple qu'il existe un fort écart salarial en faveur des hommes que l'on ne peut pas attribuer à leurs « meilleures » caractéristiques individuelles. Ils rejoignent ainsi ceux de précédentes études déjà menées dans d'autres Pays en Développement et, notamment, l'effet de « Sticky floor » (Chi et Li, 2008; Badel et Pena, 2010; Bhorat et Goga, 2013; Ahmed et Maitra, 2015; Deshpande et al., 2018). Plusieurs explications peuvent être avancées à ce niveau. La première tient à la catégorie des emplois qui sont concernés par ces faibles niveaux de salaire et aux différences de pratiques de rémunérations qui y sont associées. Au Maroc, les emplois peu qualifiés exigeant un travail physique plus intense, comme dans le secteur du BTP par exemple, sont en effet mieux payés que les autres emplois peu qualifiés mais sont également essentiellement des emplois masculins. La seconde explication peut résider dans les différences des compétences accumulées entre les hommes et les femmes. Becker (1994) suggère par exemple que les femmes passent moins de temps sur le marché du travail que les hommes et, par conséquent, sont moins incitées à investir dans les compétences demandées par ce marché. Dans le même esprit, Goldin (2006) souligne ainsi que les travailleuses peu qualifiées montrent peu d'attachement au marché du travail, contrairement aux femmes qualifiées, qui, étant plus susceptibles de planifier des « carrières », investissent plus dans leur capital humain. La troisième explication peut être recherchée du côté des normes sociales qui imposent différentes obligations entre les hommes et les femmes (voir par exemple Akerlof et Kranton, 2000). Au Maroc, ces dernières, surtout les moins qualifiées, ont notamment quasi exclusivement la charge des responsabilités au sein du foyer. Dans ce contexte, les hommes sont perçus par les employeurs comme étant plus aptes à occuper travail peu qualifié. Dans le même ordre d'idée, il peut aussi anticiper de possibles interruptions de travail, en raison par exemple de la grossesse et de la maternité, et, en conséquence, offrir aux femmes un salaire inférieur à celui des hommes (Deshpande et al., 2018). Enfin, la dernière explication tient peut-être au fait que la majorité des travailleurs peu qualifiés se trouvent dans le secteur informel où le droit du travail est moins respecté et où il est donc plus facile pour l'employeur d'avoir des pratiques discriminatoires, surtout lorsque les

femmes ont de faibles niveaux d'éducation.

Nos résultats concernant la partie haute de la distribution des salaires révèlent un écart en faveur des femmes qui peut, cette fois, être expliqué par leurs différences de caractéristiques individuelles (niveau scolaire, occupations, branche d'activité, etc.). Ce résultat indique ainsi que, une fois que les femmes ont atteint le haut de l'échelle des rémunérations, elles ne sont plus confrontées à la discrimination mais sont valorisées à leur juste valeur. Or, en haut de la distribution salariale, les femmes marocaines ont désormais un avantage comparatif en termes de qualification par rapport aux hommes. Leur accès croissant à l'enseignement supérieur (plus de femmes que d'hommes atteignent désormais ce niveau) leur a notamment permis de bénéficier de meilleures opportunités sur le marché du travail (Goldin et al., 2006) et ouvert la voie à des postes de catégories supérieures où cet avantage comparatif en termes de capital humain joue pleinement son rôle (Bacolod et Blum, 2010; Rendall, 2013, 2017). Ceci est confirmé par les statistiques présentées dans le Graphique 5 pour la période de 2000 à 2017, qui montre, par exemple, que la part des femmes occupant un statut professionnel « Cadres et professions intellectuelles supérieures », « Cadres moyens » et « Membres des corps législatifs, responsables hiérarchiques de la fonction publique, directeurs et cadres de direction d'entreprises » a augmenté respectivement de 26% à 39%, de 33% à 47% et de 11% à 13%. Dans ce type d'emplois, les femmes marocaines qualifiées bénéficient alors de plus en plus d'avantages. Elles sont mieux rémunérées, mieux protégées juridiquement (ce qui rend la discrimination plus difficile) et il leur est plus facile de concilier vie professionnelle et familiale. A titre d'illustration, sur ce dernier point, ce type d'emplois se trouvent en effet dans le secteur formel où le congé de maternité est par exemple pris en charge par la Caisse Nationale de Sécurité sociale (CNSS) et non pas par l'entreprise.

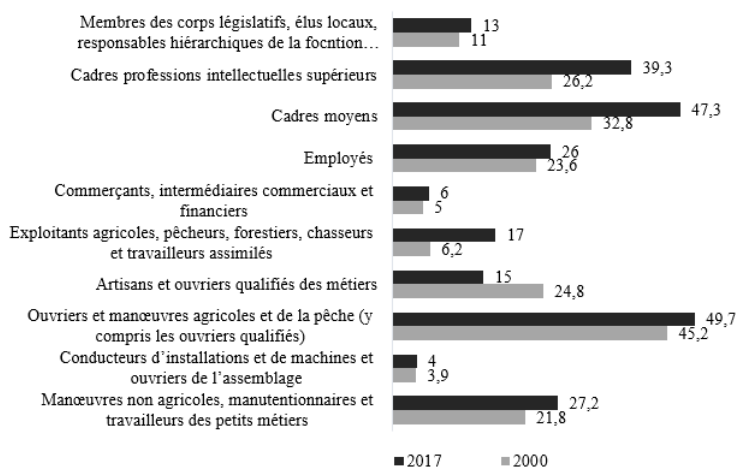
II Analyses de décomposition de l'écart de participation entre les hommes et les femmes sur le marché du travail marocain

L'analyse précédente a révélé que l'écart entre les salaires moyens des hommes et des femmes a diminué ces dernières années au Maroc et que, dans le haut de la distribution des salaires, les caractéristiques individuelles femmes sont valorisées à leur juste valeur. À la lumière de ces résultats, il pourrait-être tentant de conclure que la situation des femmes s'est améliorée. Cependant, la question de l'inégalité de genre sur le marché du travail marocain va au-delà de ces seuls écarts salariaux et concerne également les écarts de participation observés entre les hommes et les femmes. Cette seconde section tente donc également d'explorer les facteurs qui influencent cette inégalité de participation.

Les déterminants de la participation des femmes sur le marché du travail : les enseignements de la littérature empirique dans les Pays en Développement

Dans la littérature économique, un premier groupe d'analyses adoptent une perspective macroéconomique (et historique) pour relier l'évolution du taux de

FIGURE 4.5 – Évolution du taux de féminisation de l'emploi par catégorie professionnelle au Maroc (en %)



Source : HCP, Direction de la Statistique (ENE-2000 et ENE-2017)

participation des femmes sur le marché du travail avec le niveau de développement économique du pays. Cette relation de long terme prendrait alors la forme d'une courbe en U (Boserup, 1970; Goldin, 1994; Mammen et Paxson, 2000; Tansel, 2002). Dans les premiers stades du développement, l'économie du pays dépend principalement du secteur agricole dans lequel les tâches ménagères et le travail rémunéré peuvent être confondus. Puis, au fur et à mesure que le pays se développe, son économie se diversifie vers des activités où le travail domestique est plus nettement séparé du travail rémunéré, écartant de facto plus de femmes de ce marché (portion décroissante du U). À partir d'un certain seuil, l'expansion de l'activité économique, le déclin de la fécondité et l'augmentation de l'éducation des femmes conduisent à leur retour sur le marché du travail (portion croissante du U). Toutefois, cette relation en U est parfois considérée comme un fait stylisé difficile à valider empiriquement (Tansel, 2002; Tam, 2011; Gaddis and Klasen, 2014; Verme, 2015 et Klasen, 2019).

Avec la disponibilité de plus en plus grande de données microéconomiques, un second groupe d'analyse empiriques a tenté d'évaluer les écarts de participations entre les hommes et les femmes sur le marché du travail à travers les différences de leurs caractéristiques individuelles ou de celles de leur ménage d'appartenance. Plusieurs de ces caractéristiques ont ainsi été mises en avant. Dans la lignée des travaux de Becker (1962, 1985), le niveau du Capital Humain occupe une position centrale dans cette littérature (Al-Qudsi 1998; Blundell et MaCurdy, 1999; Spierings et al. 2010; Chamlou et al., 2011). Dans cette perspective, les différences de partici-

pation entre les hommes et les femmes observées sur le marché du travail seraient ainsi le reflet des différences d'accès à l'éducation. Le niveau de Richesse du ménage d'appartenance semble également jouer un élément déterminant. Dans les Pays en Développement, la probabilité de participation d'une femme sur le marché du travail augmenterait lorsque le ménage a besoin d'un revenu supplémentaire (Maume 2006; Klasen et Pieters, 2012; 2015; Afridi et al., 2018; AlAzzawi et Hlasny, 2019). Dans le même ordre d'idée, Klasen et Pieters (2015) montre par exemple que les femmes avec un niveau d'éducation supérieur, généralement issues de familles aisées, décident de travailler uniquement si le salaire proposé est élevé. Certaines analyses montrent également qu'il existe une relation entre le Statut matrimonial et la participation au marché du travail mais que celle-ci diffère selon le sexe (Jacobsen, 1999; Cunningham, 2001; Ganguli et al., 2010; Chamlou et al., 2011; Assaad, Kraft et Selwaness, 2017; Mehrotra et Parida, 2017; Afridi, et al. 2018). Les femmes mariées semblent ainsi moins susceptibles de participer au marché du travail que les femmes célibataires, et, plus particulièrement, si elles se sont mariées à un âge précoce. Dans la même perspective, cette participation dépendrait également de la Présence de jeunes enfants dans le ménage (Al-Qudsi, 1995; Assaad et Zouari, 2003). Cependant, cette dernière relation n'est pas toujours négative et dépend d'autres facteurs. Par exemple, Aguero et Marks (2011) constatent que la présence d'enfants n'influe ni sur la probabilité ni sur la durée du travail, mais sur le type de travail qu'une femme exerce. De même, Heath (2017) trouve que la magnitude de l'effet d'avoir un enfant varie en fonction de la composition du ménage. Enfin, dans le même ordre d'idée, certaines analyses indiquent que, dans les Pays en Développement, une Structure familiale traditionnelle (en général une famille « élargie ») diminue le taux de participation des femmes (Bardhan et Udry, 1999; Spierings et al., 2010; Klasen and Pieters, 2012).

Enfin, un dernier groupe d'analyse littérature s'intéresse plus particulièrement aux facteurs culturels, sociaux ou institutionnels pouvant également être responsables des écarts de participation au marché du travail entre les femmes et les hommes (Marchand et Parpart, 1995; Jutting et Morrisson, 2005; İlkkaracan, 2012; Hayo et Caris, 2013). Dans cette perspective, les normes sociales de genre occupent logiquement une place centrale. En définissant les comportements appropriés pour les femmes (et pour les hommes) dans une société donnée, elles peuvent en effet limiter leurs marges de décisions vis-à-vis de leur participation au marché du travail (Jacobsen, 1998; Akerlof et Kranton, 2000).

Akerlof et Kranton (2000) montrent par exemple que prendre en compte l'identité sociale des femmes associée aux normes de genre modifie les principales conclusions de plusieurs analyses concernant la discrimination de genre sur le lieu de travail ou la division du travail au sein du ménage.

Choix méthodologiques et stratégies empiriques dans le cas marocain

Dans le cas d'une variable catégorielle comme la participation au marché du travail, l'analyse de décomposition des différences entre deux groupes ne peut pas être obtenue de manière satisfaisante avec les modèles linéaires standards « à la Oaxaca-Blinder ». Dans ce cas, les stratégies d'estimations doivent plutôt se tourner vers les extensions non linéaires de ce modèle reposant sur des analyses *Logit* ou *Probit* (Nielsen, 1998 ; Yun, 2004 ; Fairlie, 2005). Un nombre limité d'études empiriques utilisent ce type de méthodologie pour mettre en avant le rôle des facteurs non conventionnels dans l'accès à l'emploi (Altonji et Blank, 1999 ; Masagué, 2008 ; Livanos et al., 2009 ; Ganguli et al., 2014 ; Abdulloev et al., 2014). Abdulloev et al. (2014) trouvent par exemple que l'effet des coefficients (*partie non expliquée*) est responsable de la grande partie de l'écart du taux d'activité entre les sexes au Tadjikistan. De plus, l'accès des femmes à l'enseignement supérieur est associé à la réduction de l'écart de participation au marché du travail. Sur un échantillon de 40 pays, Ganguli et al. (2014) constatent que la plus grande partie de l'écart de participation au marché du travail entre les femmes et les hommes reste inexpliqué et qu'il reste important dans plusieurs pays, malgré la baisse, voire l'inversion, des écarts pour d'autres indicateurs démographiques.

Pour les besoins de notre analyse, nous avons choisi d'utiliser la méthodologie proposée par Yun (2004) reposant sur un modèle *Logit*. L'objectif reste fondamentalement le même que dans le cadre du modèle linéaire standard « à la Oaxaca-Blinder », c'est-à-dire déterminer dans quelle mesure l'écart de participation au marché du travail entre les femmes et les hommes marocains s'explique (ou non) par des différences dans leurs caractéristiques individuelles respectives. Le point de départ de notre analyse est une estimation de la probabilité pour les hommes (H) de participer au marché du travail prenant en considération les caractéristiques des individus (X). La variable dépendante (Y) est ici considérée comme binaire prenant la valeur 0 quand l'individu n'est pas actif, ou 1 quand l'individu est actif :

$$P(Y_H = 1 | X) = f(X\beta_H) \quad (4.14)$$

Où f est une fonction de répartition logistique.

Sur cette base, la fonction de répartition logistique $f(X\beta_H)$ est appliquée aux caractéristiques moyennes des femmes pour obtenir leur taux de participation contrefactuel. La décomposition de l'écart de participation au marché du travail s'écrit alors sous la forme suivante :

$$\begin{aligned} \frac{1}{N_H} \sum_i^H 1\{Y_i = 1\} - \frac{1}{N_F} \sum_i^F 1\{Y_i = 1\} = & \left[\frac{1}{N_H} \sum_i^H 1\{Y_i = 1\} - \frac{1}{N_F} \sum_i^F P(P_H = 1|X) \right] \\ & + \left[\frac{1}{N_F} \sum_i^F P(P_H = 1|X) - \frac{1}{N_F} \sum_i^F 1\{Y_i = 1\} \right] \end{aligned} \quad (4.15)$$

Où :

- $\frac{1}{N_H} \sum_i^H 1\{Y_i = 1\} - \frac{1}{N_F} \sum_i^F P(P_H = 1|X)$ est la part expliquée de l'écart due aux différences de caractéristiques individuelles entre les hommes et les femmes.
- $\frac{1}{N_F} \sum_i^F P(P_H = 1|X) - \frac{1}{N_F} \sum_i^F 1\{Y_i = 1\}$ est la part non expliquée de l'écart, ici appréhendée par les différences dans la participation prévue lorsque les caractéristiques individuelles sont supposées identiques entre les hommes et les femmes. Cette part inexpliquée est alors souvent considérée comme une mesure de la discrimination ou de la différence dans les caractéristiques non-observables.

Données et statistiques descriptives

Comme dans la Section 1, les données utilisées sont celles des Enquêtes Nationales sur l'Emploi (ENE) de 2011 et 2017. Toutefois, pour rajouter une année de référence dans notre analyse, nous utilisons également ici les données du Recensement Général de la Population (RGPH) de 2004¹. Ce recensement est réalisé par l'HCP tous les dix ans au Maroc. On utilise ici l'échantillon de 5 % du total de la population qui compte plus de 1.5 million d'individus âgés de 15 ans ou plus. Il comporte des informations similaires à celles de l'ENE à l'exception du salaire et de la catégorie socio-professionnelle.

La participation au marché du travail, qui est la variable dépendante de notre modèle Logit, est renseignée dans ces deux types enquêtes selon la définition du BIT. Le choix des données sur les caractéristiques individuelles des hommes et des femmes (variables explicatives de notre modèle) s'est inspiré du modèle d'offre de travail proposé par Blundell et Macurdy (1999) et Bardhan et Udry (1999) et, plus largement, de la littérature empirique sur le sujet (par exemple Altonji et Blank, 1999; Ganguli et al., 2014; Afridi et al., 2018). Nous avons ici choisi des indicateurs concernant le statut matrimonial, le niveau scolaire, la présence d'enfants de moins de 6 ans dans le ménage, l'âge, la taille du ménage d'appartenance ainsi qu'une variable régionale binaire permettant de prendre en considération les disparités régionales au Maroc.

1. En 2004, les données de l'ENE n'étaient pas disponibles. La base de données du RGPH a été fournie par IPUMS International. Nous ne l'avons pas utilisée dans la section 1 car elle ne comporte pas d'informations sur les salaires des individus.

Malheureusement, aucune mesure directe du niveau de richesse des individus n'est disponible dans le RGPH. De même, dans l'ENE, le revenu est uniquement renseigné pour les individus salariés. Pour remédier à ce problème, et inclure cette dimension économique dans notre analyse, nous nous sommes inspirés de la méthode proposée par Filmer et Pritchett (2001) pour estimer un indice de richesse multidimensionnelle pour chaque individu. Cette méthode consiste à utiliser les données sur tout élément qui reflète la situation économique de son ménage d'appartenance, principalement celles concernant ses biens de consommation durable et les caractéristiques de son logement. Le Tableau 6 fourni dans l'Annexe A3 résume les variables retenues pour le calcul de cet indice. La plupart étant qualitatives, nous avons ici utilisé une méthode d'analyse des correspondances multiples (ACM) à la manière de Booyesen et al. (2008). Le score obtenu pour chaque individu a ensuite été normalisé entre 0 et 1 et les individus finalement classés par quintiles, du plus pauvre (q1) au plus riche (q5).

Les statistiques descriptives de nos échantillons sont présentées dans le Tableau 4.6. En ce qui concerne notre variable dépendante, on observe une nette différence de participation sur le marché du travail entre les femmes et les hommes pour les trois périodes étudiées. En 2004, le taux de participation des femmes était de 25 % contre 80 % pour les hommes. Ce taux est de 70 % pour les hommes et de 22 % pour les femmes en 2017, soit une baisse de 3 % et de 3.7 % respectivement par rapport à 2011. Cette baisse est en grande partie due à l'augmentation du taux de scolarisation des individus de 15 à 24 ans (HCP, 2020). En ce qui concernant le niveau d'éducation, les femmes actives semblent globalement désavantagées. En 2004, 60 % de la population féminine en âge de travailler n'a aucun niveau scolaire alors que cette proportion est de 34 % pour les hommes. En 2011 et 2017, ces proportions sont respectivement de 48 % et 45 % pour les femmes et de 25 % et 24 % pour les hommes. Toutefois, cet écart entre les sexes n'est pas aussi prononcé pour les individus ayant un niveau d'enseignement supérieur. La part des femmes possédant un tel niveau d'éducation est de 5 %, 6 % et 8 % en 2004, 2011 et 2017 respectivement, et celle des hommes de 7 %, 8 % et 11 %, respectivement. C'est surtout pour les anciennes générations que la différence est désormais fortement prononcée. Toutefois, pour les plus jeunes, comme on l'a déjà souligné, on remarque qu'il y a plus d'égalité entre les hommes et les femmes en termes d'éducation voire même un avantage en faveur des femmes en particulier. En ce qui concerne le statut matrimonial, on observe qu'en moyenne pour les trois périodes, il y a plus d'hommes célibataires que de femmes célibataires même si leur part diminue entre 2004 et 2017. La différence entre la proportion des hommes mariés et la proportion des femmes mariées n'est pas notable. En revanche, la proportion des femmes veuves est largement supérieure à celle des hommes veufs. Ceci est certainement dû au fait que, d'une part, l'espérance de vie des hommes est plus faible et, d'autre part que, dans la société marocaine, les hommes se remarient plus facilement que les femmes après la mort de leur conjoint. En conséquence, le taux de mariage est plus élevé chez

les hommes, malgré la faible proportion des femmes célibataires (comparé aux hommes). Les femmes se marient plus tôt que les hommes. En moyenne, sur les trois années, environ 38 % des femmes âgées de moins de 26 ans sont mariées contre moins de 5 % des hommes du même âge. En ce qui concerne la taille du ménage et la proportion des ménages ayant un enfant de moins de six ans, on observe que celles-ci ont fortement baissé entre 2004 et 2017, marquant le passage progressif d'un modèle de famille élargie à un modèle de famille nucléaire. Enfin, en ce qui concerne l'indice de richesse, aucun changement majeur n'est constaté durant la période étudiée : environ 23 % des individus appartenaient au quintile le plus pauvre en 2004 contre 20 % en 2017.

TABLE 4.6 : Statistiques descriptives des variables utilisées

	2004		2011		2017	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
Participation au marché du travail (%)	25	80	26	73	22	70
Statut matrimonial (%)						
Célibataire	34	46	31	40	27	38
Marié	53	53	56	58	59	60
Veuf	10	1	10	1	11	1
Divorcé	3	1	3	1	3	1
Éducation (%)						
Sans scolarité	60	34	48	25	46	24
Fondamentale	26	41	30	44	31	43
Secondaire	8	12	11	16	13	16
Supérieure	5	7	6	8	8	11
Autres	1	6	5	8	2	5
Ménages avec enfants de moins de 6 ans (%)	44	42	34	33	22	21
Age moyen	36.56	36.61	38.91	39.78	40.16	41
Indice de richesse (%)						
q1	23	22	20	21	20	20
q2	18	17	21	21	21	20
q3	20	21	19	19	19	19
q4	19	19	20	20	21	21
q5	19	20	19	19	19	19
Taille moyenne du ménage	6.51	6.60	5.15	5.28	4.70	4.80
Observations	523303	495398	96017	84693	77015	70057

Source : calculs propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

Résultats des estimations

Les résultats de nos estimations sont présentés dans le Tableau 5. D'un côté, ceux concernant l'écart total de participation au marché du travail entre les hommes et les femmes montrent que l'écart non-explicé est supérieur à l'écart total de participation observé en 2004, 2011 et 2017. La part inexpliquée a augmenté d'une année à l'autre. Dans notre cas, l'écart de participation au marché du travail ne peut donc pas s'expliquer par la différence de caractéristiques individuelles mais plutôt par une différence de valorisation attribuée à ces caractéristiques pour chaque genre. La composante inexpliquée correspond en effet à la différence entre la participation moyenne des hommes et la participation moyenne des femmes au marché

du travail si elles étaient valorisées, pour leurs caractéristiques, de la même manière que les hommes. Elle regroupe également les facteurs que l'on n'a pas pu mesurer ou observer. En ce sens, elle peut donc être interprétée comme un comportement de l'individu lui-même qui décide de participer ou non au marché du travail (effets du côté de l'offre de travail), ou comme un comportement de la part des employeurs qui peut par exemple discriminer les femmes à l'embauche (effets du côté de la demande de travail). Cependant, nous ne pouvons pas ici distinguer si cette différence des taux de participation est liée à l'un ou l'autre de ces deux effets.

D'un autre côté, les résultats montrent également que la part expliquée de cet écart est négative pour les trois années, indiquant ainsi que le groupe ayant le plus faible taux de participation, c'est-à-dire les femmes, possède un avantage relatif dans une ou plusieurs caractéristiques observables. En outre, la contribution de cette part à l'écart total de participation au marché du travail entre les hommes et les femmes a baissé de 2004 (-2.6 %) à 2017 (-7 %).

La méthode de décomposition utilisée nous permet d'obtenir des résultats détaillés mesurant la contribution de chaque variable explicative utilisée aux parts expliquée et inexpliquée de l'écart de participation entre les hommes et les femmes sur le marché du travail. On rappelle ici que tout coefficient positif est associé à une participation plus élevée pour les hommes ce qui, dans notre cas, contribue à augmenter l'écart de participation entre les sexes. Nous nous intéressons ici particulièrement à la contribution des variables liées à la part non-expliquée qui est associée à la totalité de l'écart observé. Il semble que l'âge (signe positif) et son carré (signe négatif) sont les variables qui contribuent le plus à cette part. La différence de participation se fait donc ici dès le jeune âge mais continue à s'accroître, le déclin de la participation se faisant alors plus tôt pour les hommes que pour les femmes. En d'autres termes, les hommes se dirigeant plus rapidement que les femmes vers la recherche d'un emploi, l'impact des différences en termes du rôle de l'âge reflètent simplement la variation du taux de participation au marché du travail pour les hommes et les femmes (l'insertion rapide des hommes sur le marché du travail reflétant leur taux de participation élevé).

Le statut matrimonial apparaît également comme un autre facteur déterminant de l'écart de participation entre les hommes et les femmes. Le fait d'être marié présente en effet un coefficient positif et représente entre 23 % et 25 % de l'écart observé pendant les trois périodes. En d'autres termes, si les femmes mariées avaient la même « réaction comportementale » que les hommes mariés, l'écart entre les deux groupes devrait diminuer de 25 % en 2017. Dans le même ordre d'idée, le statut de célibataire présente de son côté un signe négatif. De même, on constate également que la présence d'enfants de moins de 6 ans présente également un signe positif et est donc associée à une augmentation de l'écart de participation.

Les catégories « Sans niveau scolaire » et « Niveau scolaire fondamental » affichent également un signe positif pour les trois années. Ne pas avoir de niveau scolaire est ainsi associé à une augmentation de l'écart de participation sur le mar-

ché du travail d'environ 17 % en 2004 et 8 % en 2017 alors qu'avoir atteint un niveau scolaire fondamental est associée à l'aggravation de la différence de participation entre les sexes de 9 % en 2011 et 8 % en 2017. D'un autre côté, un niveau d'éducation supérieur participe fortement à la réduction de l'écart de participation. La valeur du coefficient associé à ce dernier ne cesse d'augmenter d'une année sur l'autre, mettant en évidence l'importance de l'enseignement supérieur dans la probabilité de participation des femmes. L'indice de richesse ne semble pas avoir une influence significative sur l'écart de participation et la contribution de cet indice à la composante inexpliquée est très faible.

TABLE 4.7 : Résultats de l'analyse de décomposition de l'écart de participation au marché du travail entre les hommes et les femmes au Maroc

	(1)	(2)	(3)
	2004	2011	2017
Expliquée	-0.0147***(-23.82)	-0.0223***(-13.45)	-0.0344***(-19.21)
Inexpliquée	0.566*** (616.86)	0.496*** (209.65)	0.514*** (200.28)
Écart total	0.551*** (777.27)	0.474*** (274.22)	0.480*** (250.58)
Part expliquée			
Marié	-0.0000185***(-17.67)	0.00209*** (10.25)	0.00142*** (8.97)
Veuf	0.0023*** (5.42)	0.00179 (1.14)	-0.00338* (-2.07)
Divorcé	0.0002 (1.57)	0.00201*** (5.33)	0.00124** (3.18)
Célibataire	-0.00102*** (-3.51)	0.000404 (0.48)	-0.00677*** (-8.11)
Sans niveau scolaire	-0.0190*** (-92.66)	-0.0113*** (-13.83)	-0.00524*** (-5.61)
Enseignement fondamental	0.00489*** (30.39)	0.0107*** (14.73)	0.00683*** (14.13)
Enseignement secondaire	-0.00356*** (-62.76)	-0.00426*** (-20.55)	-0.00311*** (-19.16)
Enseignement supérieur	-0.00225*** (-55.43)	-0.000821*** (-7.88)	-0.00159*** (-14.39)
Autre niveau scolaire	0.00432*** (32.81)	0.000506** (2.92)	0.00250*** (8.98)
Enfants de moins de 6 ans	-0.000336*** (-20.96)	-0.000410*** (-11.08)	-0.000514*** (-8.84)
Age	0.00218*** (87.02)	0.0604*** (23.65)	0.0597*** (34.99)
Age au carré	-0.00355*** (-92.66)	-0.0831*** (-24.59)	-0.0870*** (-37.05)
q1	0.000355*** (34.09)	-0.000758*** (-16.27)	-0.000415*** (-19.17)
q2	0.000145*** (40.09)	-0.00000124*** (-15.50)	0.000211*** (16.84)
q3	-0.00000805*** (-4.27)	0.0000462*** (9.37)	0.0000410*** (3.93)
q4	0.000138*** (26.53)	-0.0000739*** (-14.41)	0.0000418*** (11.67)
q5	0.000333*** (40.78)	-0.000737*** (-17.68)	0.0000711*** (21.70)
Taille du ménage	-0.000274*** (-17.50)	0.000283* (2.46)	0.000342** (2.89)

Notes : (i) Statistiques *t* entre parenthèses; (ii) les effets fixes régions sont inclus dans les estimations; (iii) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Source : Estimations propres d'après RGPH-2004, ENE-2011 et ENE-2017

Validité des résultats et tests de robustesse

Modification des échantillons avec une méthode d'appariement non paramétrique

L'une des limites de l'extension non-linéaire de l'analyse de décomposition de Oaxaca-Blinder est qu'elle peut être problématique lorsqu'il existe des différences dans les supports de la distribution des caractéristiques individuelles entre les groupes, c'est-à-dire, dans notre cas, lorsque, pour certaines combinaisons de caractéristiques individuelles, il est possible de trouver des individus d'un genre

TABLE 4.8 : Résultats de l'analyse de décomposition de l'écart de participation au marché du travail entre les hommes et les femmes au Maroc(Suite)

	(1)	(2)	(3)
	2004	2011	2017
Part inexpliquée			
Marié	0.138*** (73.62)	0.111*** (24.32)	0.120*** (22.39)
Veuf	0.00221** (3.14)	0.00620*** (3.57)	0.0111*** (5.48)
Divorcé	-0.00385*** (-16.42)	-0.00533*** (-10.74)	-0.00475*** (-8.35)
Célibataire	-0.0543*** (-41.28)	-0.0236*** (-8.17)	-0.0423*** (-15.33)
Sans niveau scolaire	0.0950*** (62.32)	0.0588*** (22.90)	0.0395*** (13.82)
Enseignement fondamental	0.0156*** (25.12)	0.0432*** (32.75)	0.0396*** (23.94)
Enseignement secondaire	-0.0110*** (-47.81)	-0.0156*** (-25.31)	-0.0158*** (-19.46)
Enseignement supérieur	-0.0112*** (-74.67)	-0.0160*** (-42.03)	-0.0239*** (-40.10)
Autre niveau scolaire	0.000856*** (22.10)	0.00767*** (19.39)	0.00372*** (14.60)
Enfants de moins de 6 ans	0.0162*** (17.30)	0.0222*** (11.49)	0.0132*** (8.22)
Âge	1.163*** (82.38)	1.042*** (29.33)	1.025*** (23.93)
Âge au carré	-0.632*** (-85.79)	-0.666*** (-36.42)	-0.686*** (-30.02)
q1	-0.0152*** (-34.96)	0.00523*** (5.09)	0.000943 (0.85)
q2	-0.00646*** (-19.40)	0.00969*** (10.10)	0.00547*** (5.17)
q3	0.00419*** (11.01)	0.00384*** (4.39)	0.00564*** (5.68)
q4	0.00820*** (21.63)	-0.00647*** (-6.86)	-0.00154 (-1.44)
q5	0.00740*** (17.90)	-0.0116*** (-11.42)	-0.00994*** (-9.36)
Taille du ménage	-0.0143*** (-6.90)	-0.0243*** (-4.58)	-0.00390 (-0.65)
Constante	-0.0341 (-1.49)	-0.0982 (-1.65)	0.0914*** (3.62)
Observations	1018701	180710	147072

Notes : (i) Statistiques *t* entre parenthèses; (ii) les effets fixes régions sont inclus dans les estimations; (iii) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Source : Estimations propres d'après RGPH-2004, ENE-2011 et ENE-2017

donné, mais pas d'individus du genre opposé dans la population. Ce problème de support commun entre les groupes peut alors engendrer des écarts expliqués et inexpliqués biaisés. Pour nous assurer de la robustesse et de la qualité des résultats obtenus grâce au modèle précédent, nous nous proposons donc d'utiliser également la méthode non paramétrique proposée par Nopo (2008). Cette méthode utilise une technique d'appariement des individus (matching) basée sur les caractéristiques individuelles et non sur le score de propension compte tenu du fait que les hypothèses requises ne peuvent être satisfaites (Rosenbaum et Rubin, 1983). L'algorithme d'appariement est alors le suivant :

- **Étape 1 :** Sélection d'un individu-femme de l'échantillon, en s'assurant qu'il n'y ait pas de remplacement.
- **Étape 2 :** Sélection de tous les individus-hommes qui ont les mêmes caractéristiques que l'individu-femme sélectionné à l'étape 1.
- **Étape 3 :** Construction d'un individu synthétique dont les caractéristiques (variables explicatives) sont similaires à la moyenne de tous les individus-hommes précédemment sélectionnés et ce pour le faire « matcher » à l'individu-femme sélectionnée à la première étape.
- **Étape 4 :** Placement des observations des deux individus dans leurs nou-

veaux échantillons respectifs d'individus appariés.

Les étapes 1 à 4 sont répétées jusqu'à ce que l'échantillon original d'individus-femmes soit épuisé. Pour les hommes, on ne garde uniquement les individus qui ont été « matchés » dans le nouvel échantillon. Au final, l'analyse de décomposition précédente est de nouveau appliquée sur ce nouvel échantillon et l'écart de participation est décomposé en quatre parts :

$$E[Y_M|X_M] - E[Y_F|X_F] = D_0 + D_M + D_X + D_F \quad (4.16)$$

Où :

- D_M est la part de l'écart qui peut s'expliquer par les différences entre deux groupes d'hommes, c'est-à-dire ceux dont les caractéristiques peuvent être adaptées aux caractéristiques féminines et ceux qui ne le sont pas. Cette composante explique donc la part de l'écart qui disparaîtrait si les femmes avaient les caractéristiques individuelles des hommes non appariés.
- D_X correspond à la part expliquée dans la décomposition de Oaxaca-Blinder, c'est-à-dire celle qui est attribuable aux caractéristiques individuelles des hommes et des femmes.
- D_F représente la part de l'écart qui disparaîtrait si toutes les femmes atteignaient au moins une combinaison possible de l'ensemble des caractéristiques que la population masculine possède, ou si ces femmes participaient, en moyenne, de la même manière que les femmes appariées.
- Si D_X , D_M et D_F peuvent être attribués à l'existence de différences dans les caractéristiques individuelles, D_0 représente en revanche la part de l'écart de participation qui ne peut être attribuée à des différences dans les caractéristiques des individus. C'est donc ici l'équivalent de la part inexpliquée dans la décomposition de Oaxaca-Blinder.

Les résultats obtenus à l'aide de cette méthode de décomposition non-paramétrique sont présentées pour les trois années dans le Tableau 6. PH et PF représentent respectivement la part des hommes et des femmes faisant partie du support commun. Elles montrent que notre technique d'appariement, permettant de ne retenir que les individus (femmes et hommes) ayant des caractéristiques similaires, a conduit à écarter 10 %, 22 % et 19 % d'individus de l'échantillon en 2004, 2011 et 2017 respectivement.

La part inexpliquée de l'écart de participation au marché du travail (D_0) représente 102 %, 101 % et 104 % de la différence totale de participation en 2004, 2011 et 2017, respectivement. Ce résultat est donc cohérent avec ce que l'on a trouvé dans notre analyse de décomposition non linéaire précédente où la partie non-expliquée représente plus de 100 % de cette différence de participation entre les hommes et les femmes. L'erreur type (entre parenthèses) est ici une indication de la fiabilité de la moyenne. Il est relativement faible, ce qui indique que la moyenne de l'échantillon est un reflet assez précis de la moyenne réelle de la population.

TABLE 4.9 : Résultats obtenus avec l'analyse de décomposition non paramétrique l'écart de participation au marché du travail entre les hommes et les femmes au Maroc(Suite)

	D (Écart total)	D0 (Part non- expliquée)	DM+DF+DX (Part expliquée)	PH (Support commun)	PF (Support commun)
2004	2.24	2.29 (0.0028)	-0.05	89%	90%
2011	1.83	1.86 (0.006)	-0.03	84%	78%
2017	2.16	2.24 (0.008)	-0.08	86.4%	80.7%

Source : Estimations propres d'après RGPH-2004, ENE-2011 et ENE-2017

Restrictions des échantillons aux individus âgés de 25 à 70 ans

Afin de tester la fiabilité et la robustesse des résultats obtenus, nous avons également effectué une décomposition non-linéaire de l'écart de participation au marché du travail en limitant notre échantillon aux individus âgés de 25 à 70 ans pour les trois années. Dans notre analyse précédente, où les individus entre 15 et 25 ans étaient présents, l'écart observé pour les taux de participation entre les hommes et les femmes pouvait en effet être attribué au fait qu'un nombre important (et croissant sur la période) de femmes choisissent de poursuivre leurs études. Les résultats de ces nouvelles analyses de décomposition (voir les différents tableaux dans l'Annexe A2 et A5) sont alors qualitativement similaires à ceux obtenus précédemment, confirmant, selon nous, la validité de ces derniers.

Discussion

Nos résultats montrent que, pour les trois années étudiées, l'écart de participation sur le marché du travail entre les hommes et les femmes est principalement attribuable à la composante inexpliquée. Ce résultat est conforme à ce que Ganguli et al. (2014) ont trouvé dans leur analyse sur plusieurs pays. Bien qu'aucune conclusion causale ne puisse être déduite, ce poids prépondérant de la part inexpliquée peut toutefois indiquer l'existence de normes sociales rigides ou des différences dans les attributs psychologiques et dans les préférences entre les hommes et les femmes (Bertrand, 2011).

Cette large proportion de la part inexpliquée pourrait trouver ses origines du côté de l'offre de travail. Dans notre analyse, le fait d'être marié apparaît ainsi, par exemple, comme un facteur clé permettant de mieux comprendre l'écart de participation sur le marché du travail. On peut imaginer ici que c'est plus particulièrement la perception sociale respective des hommes et des femmes mariés par rapport au fait de travailler qui semble contribuer à cette différence de participation. Dans le contexte socio-culturel marocain, on peut par exemple considérer que, au sein

des ménages, l'homme est plutôt responsable de la sphère publique (à laquelle est associée le travail rémunéré) alors que la femme est plutôt responsable de la sphère privée (c'est-à-dire les tâches domestiques au sein du ménage). Dans cette logique, le mariage est alors associé à moins de participation pour les femmes alors que son effet sur les hommes est complètement différent. Dans cette perspective, on peut en effet supposer que l'homme cherche tout d'abord un emploi, et qu'ensuite, après avoir stabilisé sa situation, il cherche à se marier. En outre, un emploi stable est une qualité appréciée des hommes sur le « marché » du mariage (Oppenheimer et al., 1997). En revanche, on peut également imaginer que, pour les femmes, la priorité d'un point de vue social est de se marier et de s'occuper des membres du ménage, surtout si elle ne poursuit pas d'études supérieures. Dans cette perspective, le mariage pourrait alors être considéré par les femmes comme une sorte d'assurance et comme une source de sécurité financière (Bertocchi et al., 2010). Cette hypothèse est par ailleurs appuyée par les statistiques officielles sur l'âge au mariage moyen au Maroc. Celles issues du Recensement Général de la Population et de l'Habitat, montrent par exemple que l'âge moyen au mariage des femmes était de 25.7 ans en 2014 (en recul par rapport à 2004) contre 31.3 ans pour les hommes. De même, les données de l'ENE montrent que la proportion des femmes mariées âgées entre 18 et 27 ans est d'environ 38 %, alors que cette proportion ne dépasse pas 5 % chez les hommes. Les données du Ministère de la Justice confirment également que le taux de mariage précoce (moins de 18 ans) est passé de 7.75 % en 2004 à 10.02 % en 2016, et que 96 % de ces mariages précoces concerne les filles. Ces constats mettent alors peut-être en évidence l'échec de la réforme du Code de la Famille (Moudawana de 2004) qui cherchait à résoudre ce problème. Dans ce contexte, le mariage à un jeune âge empêche toujours les femmes de poursuivre leurs études, de planifier un avenir indépendant, de former leur propre identité avant de fonder une famille (Goldin, 2006) et donc réduit leur probabilité de travailler (Assaad et al., 2017).

Le niveau d'éducation participe pour sa part à la réduction de l'écart de participation sur le marché du travail. Dans cette logique, Becker (1975) souligne par exemple que l'accès à l'enseignement supérieur reflète souvent une préférence des femmes pour le marché du travail. Cela facilite la réorientation de leurs possibilités d'emploi des secteurs peu qualifiés vers des occupations bien rémunérées avec de meilleures conditions de travail. De même, la poursuite des études supérieures, peut également retarder l'âge de leur mariage ou influencer leur taux de fécondité (Becker, 1971 ; Becker et al., 1990 ; Goldin, 2006).

En supplément de ces facteurs liés à l'offre de main-d'œuvre, cette large proportion de la part inexpliquée pourrait également trouver ses origines du côté de la demande de travail. Une demande plus faible de main-d'œuvre féminine réduit en effet la probabilité de participation des femmes au marché du travail, même lorsque leurs caractéristiques individuelles et socio-économiques sont similaires à celles des hommes.

Dans le contexte marocain, ce point peut-être alors lié à la relation en U entre développement économique et emploi des femmes déjà évoquée précédemment (Goldin, 1994; Mammen et Paxson, 2000). Au fur et à mesure que les femmes atteindront un meilleur niveau d'éducation, les emplois mal rémunérés proposés dans certains secteurs (comme le secteur informel, le secteur agricole, le secteur des services à la personne) seront de moins en moins adaptés à leurs caractéristiques individuelles.

Conclusion

Notre analyse de décomposition de l'écart de salaire moyen entre les hommes et les femmes, menée sur des données de 2011 et 2017, a indiqué que cet écart reste largement inexpliqué au Maroc révélant ainsi un possible effet de discrimination envers les femmes. En outre, les résultats de notre décomposition de l'écart de salaire par quantile ont montré que, dans la partie inférieure de la distribution, l'écart est en faveur des hommes et ne peut pas être expliquée par la différence des caractéristiques individuelles. En revanche, dans le haut de la distribution, les femmes ont un salaire supérieur aux hommes, mais l'écart observé est ici expliqué par les différences en termes de dotations individuelles. Notre décomposition désagrégée de la différence salariale suggère alors que ceci est principalement dû à l'amélioration du niveau d'éducation des femmes, qui leur a permis d'accéder de plus en plus à des postes plus exigeants en matière de qualification et de responsabilité, et donc mieux rémunérés.

Nos résultats de l'analyse de décomposition de l'écart de participation entre les femmes et les hommes, menée sur des données de 2004, 2011 et 2017, ont, pour leur part, montré que ce dernier est entièrement dû aux différences de valorisation des caractéristiques individuelles respectives des hommes et des femmes (part non expliquée). Dans cette logique, le fait d'être marié ou d'avoir atteint un niveau d'éducation supérieur apparaissent alors ici comme des facteurs essentiels dans l'explication de l'écart observé.

Ces résultats offrent une première perspective intéressante pour déchiffrer les mécanismes à l'œuvre dans la formation des inégalités de genre sur le marché du travail marocain. Toutefois, ils méritent d'être nuancés et complétés.

D'une part, la méthodologie que nous avons utilisée pour estimer les déterminants des écarts salariaux est limitée par un potentiel biais de sélection pour le salaire, donc il est fort probable que l'écart retrouvé soit sous-estimé. D'autre part, notre méthodologie pour identifier les déterminants de l'écart de participation ne permet pas d'identifier des relations causales entre les différentes variables que nous avons retenues pour l'analyse. En outre, la forte part inexpliquée que nous avons révélé pour cet écart peut également être due à des différences de caractéristiques non observées et/ou à des facteurs non-conventionnels qui ne sont pas saisis par notre modèle. Dans cette perspective, l'analyse de l'effet des normes sociales de genre en vigueur dans la société marocaine, et notamment de leur influence en termes de rôles attribués aux hommes et aux femmes au sein des ménages, mérite donc d'être approfondie.

Bibliographie

- Ablaza, C., Western, M., & Tomaszewski, W. (2021). Les gagnants et les perdants de l'emploi informel en Indonésie. *Revue internationale du Travail*, 160(1), 153–181.
- Agénor, P.-R. (1996). The labor market and economic adjustment. *Staff Papers - International Monetary Fund*, 43(2), 261–335.
- Alzua, M. L. (2008). Are informal workers secondary workers? Evidence for Argentina. *Documento de Trabajo*, (73), 1–28.
- Arias, O., & Khamis, M. (2008). Comparative advantage, segmentation and informal earnings : A marginal treatment effects approach. *IZA Discussion Paper No. 3914*.
- Baffoe-Bonnie, J. (2009). Black–White wage differentials in a multiple sample selection bias model. *Atlantic Economic Journal*, 37(1), 1–16.
- Bargain, O., & Kwenda, P. (2014). The informal sector wage gap : New evidence using quantile estimations on panel data. *Economic Development and Cultural Change*, 62(1), 118–153.
- Baskaya, Y. S., & Hulagu, T. (2011). Informal-formal worker wage gap in Turkey : Evidence from a semi-parametric approach. In *51st Congress of the European Regional Science Association : New Challenges for European Regions and Urban Areas in a Globalised World*.
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination : Reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455.
- Bosanquet, N., & Doeringer, P. B. (1973). Is there a dual labour market in Great Britain? *The Economic Journal*, 83(330), 421–435.
- Cotton, J. (1988). On the decomposition of wage differentials. *The Review of Economics and Statistics*, 70(2), 236–243.
- Dasgupta, S., Bhula-or, R., & Fakthong, T. (2015). Earnings differentials between formal and informal employment in Thailand. *ILO Asia-Pacific Working Paper Series*.
- Dickens, W., & Lang, K. (1985). Testing dual labor market theory : A reconsideration of the evidence. *National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 1670*.
- El Badaoui, E., Strobl, E., & Walsh, F. (2008). Is there an informal employment wage penalty? Evidence from South Africa. *Economic Development and Cultural Change*, 56(3), 683–710.
- Fields, G. S. (1990). Labour market modelling and the urban informal sector : Theory and evidence. In *Labour Market Modelling and the Urban Informal Sector*. Chapter 2, 49–69.
- Fields, G. S. (2004). A guide to multisector labor market models. *Social Protection Discussion Paper No. 0405*.
- Gherbi, H., Adair, P., Benhaddad, A., Medjoub, R., & Hammouda, N. (2019).

- Gender inequalities on the labour market in North Africa : Issues, estimates and benchmarking of inclusiveness. *FEMISE Working Paper*.
- Gong, X., & Van Soest, A. (2002). Wage differentials and mobility in the urban labour market : A panel data analysis for Mexico. *Labour Economics*, 9(4), 513–529.
 - Günther, I., & Launov, A. (2012). Informal employment in developing countries : Opportunity or last resort? *Journal of Development Economics*, 97(1), 88–98.
 - Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153–161.
 - Kaba, J. (2023). Are public sector workers in Ghana overpaid? Evidence from a Blinder-Oaxaca decomposition. *Applied Economics Letters*, 30(12), 1055–1059.
 - Kahyalar, N., Fethi, S., Katircioglu, S., & Ouattara, B. (2018). Formal and informal sectors : Is there any wage differential? *The Service Industries Journal*, 38(9-10), 771–788.
 - Kapnang Herrman, B., & Nassuf, H. (n.d.). Gender and informal sector earnings gaps in Cameroon. *ACADEMIA*.
 - Lazaar, A., & Dasser, S. (2022). Regard sur la discrimination salariale gendrielle dans le marché de l'emploi au Maroc : une analyse micro-économétrique. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics*, 3(5), 807–830.
 - Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School*, 22(2), 139–191.
 - Maloney, W. F. (2004). Informality revisited. *World Development*, 32(7), 1159–1178.
 - Meghir, C., Narita, R., & Robin, J. M. (2015). Wages and informality in developing countries. *American Economic Review*, 105(4), 1509–1546.
 - Mincer, J. A. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, 66(4), 281–302.
 - Mincer, J. A. (1974). *Schooling, experience and earnings*. NBER.
 - Mohanty, M. S. (2012). Effects of positive attitude and optimism on wage and employment : A double selection approach. *Journal of Socio-Economics*, 41(3), 304–316.
 - Neumark, D. (1988). Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination. *The Journal of Human Resources*, 23(3), 279–295.
 - Njifen, I., & Pemboura, A. (2020). Hétérogénéité dans les rendements de l'éducation au Cameroun : Une estimation en présence des biais de sélection et d'endogénéité. *Cahiers du Laboratoire d'Economie et de Gestion de l'UR*, (52), 1–24.
 - Ñopo, H. (2008). Matching as a tool to decompose wage gaps. *The Review of Economics and Statistics*, 90(2), 290–299.

- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709.
- Oaxaca, R. L., & Ransom, M. R. (1994). On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics*, 61(1), 5–21.
- Pratap, S., & Quintin, E. (2006). Are labor markets segmented in developing countries? A semiparametric approach. *European Economic Review*, 50(7), 1817–1841.
- Ramoni-Perazzi, J., & Orlandoni-Merli, G. (2021). Analysis of the formal/informal wage inequalities in Colombia : A semiparametric approach. *Journal of Applied Social Science*, 15(1), 107–131.
- Reimers, C. W. (1983). Labor market discrimination against Hispanic and Black men. *The Review of Economics and Statistics*, 65(4), 570–579.
- Sboui, F. (2006). Le dualisme du marché du travail en Tunisie : choix occupationnel et écart salarial. *Economie et Prévision*, 174(3), 21–37.
- Soudi, K. (2002). La discrimination salariale entre hommes et femmes sur le marché du travail en France. In *Background Paper, Economic Research Forum*.

ANNEXE

Annexe A1 : Résultats des tests de robustesse de l'analyse de décomposition de l'écart salarial

TABLE 4.10 : Décomposition par quantile sans occupations 2011 et 2017

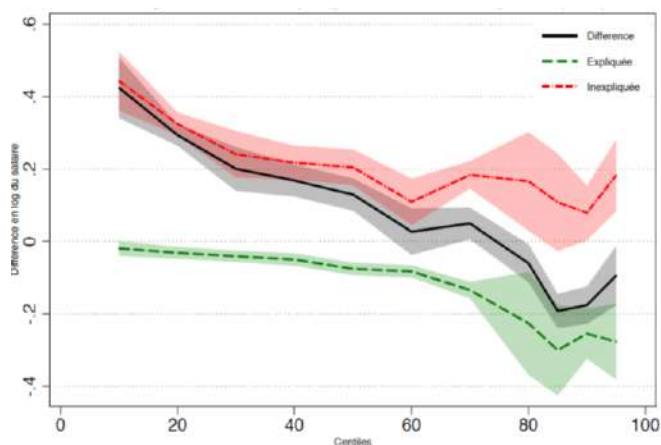
	2011			2017		
	10 ^{ème} Centile	50 ^{ème} Centile	90 ^{ème} Centile	10 ^{ème} Centile	50 ^{ème} Centile	90 ^{ème} Centile
Hommes	6.763*** (675.44)	7.523*** (1304.70)	8.424*** (538.15)	6.940*** (485.19)	7.647*** (1333.64)	8.532*** (550.47)
Femmes	6.339*** (152.07)	7.394*** (334.22)	8.599*** (408.90)	6.700*** (221.88)	7.636*** (647.76)	8.749*** (399.41)
Différence	0.424*** (9.96)	0.129*** (5.69)	-0.175*** (-6.66)	0.240*** (7.11)	0.0102 (0.78)	-0.217*** (-8.07)
Expliquée	-0.0186 (-1.80)	-0.0751*** (-8.58)	-0.254*** (-7.25)	-0.0444*** (-4.54)	-0.0994*** (-11.59)	-0.254*** (-3.74)
Non-expliquée	0.443*** (10.68)	0.204*** (8.06)	0.0789* (2.07)	0.285*** (8.20)	0.110*** (9.47)	0.0373 (0.55)
Part Expliquée						
Sans niveau scolaire	0.00586*** (4.68)	0.0124*** (8.11)	0.0365*** (7.42)	0.00753*** (4.84)	0.0132*** (7.81)	0.0392*** (6.77)
Enseignement fondamental	- 0.00921*** (-3.60)	-0.0257*** (-14.30)	- 0.0680*** (-11.02)	-0.0144*** (-4.80)	-0.0231*** (-11.94)	-0.0750*** (-9.06)
Enseignement secondaire	- 0.00773*** (-6.41)	-0.0103*** (-8.53)	- 0.00954** (-3.01)	- 0.00482*** (-5.14)	-0.00790*** (-6.40)	-0.000374 (-0.15)
Enseignement supérieur	-0.0259*** (-11.37)	-0.0374*** (-17.62)	-0.139*** (-12.63)	-0.0268*** (-8.01)	-0.0491*** (-15.78)	-0.177*** (-10.63)
Autre niveau scolaire	- 0.00844*** (-6.33)	- 0.00691*** (-8.29)	- 0.0177*** (-7.76)	- 0.00555*** (-3.38)	-0.0103*** (-10.39)	-0.0184*** (-6.60)
Branches	0.0137* (2.01)	-0.0278*** (-5.34)	-0.163*** (-5.19)	-0.00940 (-1.05)	-0.0263*** (-5.20)	-0.116 (-1.90)
Régions	-0.0227*** (-5.62)	-0.0202*** (-6.80)	-0.0136* (-2.01)	-0.00773* (-2.55)	-0.0146*** (-5.82)	-0.0123 (-1.38)
Expérience	0.228*** (13.47)	0.183*** (17.75)	0.290*** (10.95)	0.199*** (12.84)	0.142*** (16.61)	0.302*** (8.99)
Expérience au carré	-0.169*** (-11.70)	-0.123*** (-15.82)	-0.167*** (-8.35)	-0.153*** (-11.61)	-0.0970*** (-14.69)	-0.196*** (-6.83)
Travail à temps plein	-0.0233*** (-7.93)	-0.0191*** (-10.59)	- 0.00305* (-2.37)	-0.0296*** (-8.54)	-0.0259*** (-11.92)	-0.000646 (-0.27)

Source : Estimations propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

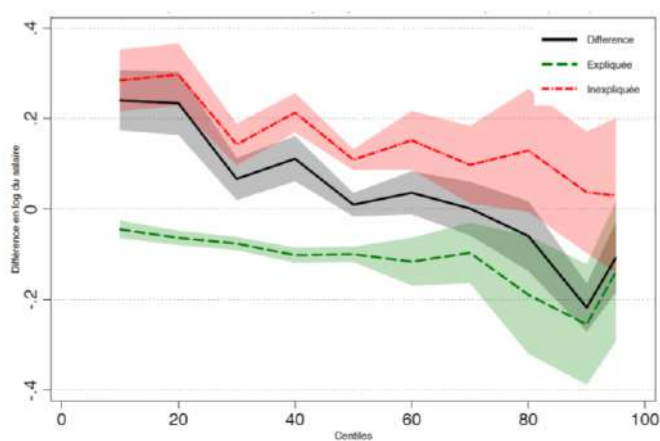
TABLE 4.11 : Décomposition par quantile sans occupations 2011 et 2017 (SUITE)

	2011			2017		
	10 ^{ème} centile	50 ^{ème} centile	90 ^{ème} centile	10 ^{ème} centile	50 ^{ème} centile	90 ^{ème} centile
Part non- expliquée						
Sans niveau scolaire	0.0264	0.0572***	-0.0905***	0.0335	0.0488***	-0.0520***
	(1.66)	(5.51)	(-7.32)	(1.45)	(5.47)	(-3.89)
Enseignement fondamental	-0.0352*	0.00641	-0.218***	0.0495*	0.0202**	-0.134***
	(-2.42)	(0.72)	(-9.58)	(2.41)	(2.73)	(-5.49)
Enseignement secondaire	- 0.0342***	-0.0359***	0.0240**	-0.0275*	-0.0232***	0.0226**
	(-3.33)	(-5.32)	(2.79)	(-2.51)	(-4.51)	(2.60)
Enseignement supérieur	- 0.0512***	-0.0606***	0.105***	-0.0609**	-0.0532***	0.0998***
	(-4.46)	(-6.06)	(9.13)	(-3.24)	(-6.55)	(6.53)
Autre niveau scolaire	0.0132**	0.00763***	-0.0358***	0.00142	0.00130*	-0.0342***
	(3.07)	(4.62)	(-7.83)	(0.62)	(2.03)	(-8.30)
Industries	-0.0288	0.0328	0.0721***	-0.0166	0.00339	0.0414
	(-1.01)	(1.73)	(4.77)	(-0.52)	(0.24)	(1.38)
Régions	-0.0112	0.00403	-0.134**	-0.0482*	0.00199	0.00594
	(-0.28)	(0.19)	(-3.26)	(-2.41)	(0.24)	(0.35)
Expérience	0.305**	-0.00154	-0.155	0.218	0.109*	-0.204
	(2.70)	(-0.02)	(-1.31)	(1.56)	(2.15)	(-1.31)
Expérience au carré	-0.0469	0.0304	0.0669	-0.0345	-0.0269	0.0648
	(-0.69)	(0.92)	(1.14)	(-0.42)	(-0.99)	(0.74)
Temps plein	-0.480***	-0.124**	-0.0241	-0.512***	0.0287	0.0229
	(-4.13)	(-2.62)	(-1.03)	(-4.40)	(0.97)	(0.93)
Constant	0.786***	0.288***	0.469***	0.682***	-0.000800	0.204*
	(4.33)	(4.80)	(5.64)	(3.99)	(-0.02)	(2.17)
Observations	24810	24810	24810	20540	20540	20540

Source : Estimations propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

FIGURE 4.6 – Décomposition sans les occupations (CSP) en 2011

Source : Estimations propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

FIGURE 4.7 – Décomposition sans les occupations (CSP) en 2017

Source : Estimations propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

TABLE 4.12 : Décomposition par quantile du salaire pour les travailleurs à temps plein 2011 et 2017

	2011			2017		
	10 ^{ème} centile	50 ^{ème} centile	90 ^{ème} centile	10 ^{ème} centile	50 ^{ème} centile	90 ^{ème} centile
Hommes	6.852*** (534.77)	7.620*** (1366.34)	8.556*** (622.98)	7.098*** (333.70)	7.786*** (548.89)	8.645*** (257.60)
Femmes	6.471*** (223.64)	7.500*** (279.38)	8.616*** (303.68)	6.841*** (167.39)	7.652*** (315.21)	8.739*** (291.51)
Différence	0.381*** (11.80)	0.121*** (4.31)	-0.0601 (-1.87)	0.257*** (5.38)	0.135*** (4.76)	-0.0946* (-2.08)
Expliquée	-0.0101 (-1.02)	-0.0548*** (-5.54)	-0.116*** (-3.92)	-0.0173 (-1.79)	-0.0744*** (-7.07)	-0.134** (-2.86)
Non-expliquée	0.391*** (11.75)	0.175*** (7.41)	0.0564 (1.40)	0.274*** (5.75)	0.209*** (7.55)	0.0396 (0.69)
Part Expliquée						
Sans niveau scolaire	0.00335** (2.90)	0.00732*** (5.77)	0.0110*** (5.17)	0.00306* (2.46)	0.00836*** (5.67)	0.0117*** (4.57)
Enseignement fondamental	-0.0149*** (-4.96)	-0.0206*** (-11.34)	-0.00946* (-2.57)	-0.0127*** (-4.40)	-0.0190*** (-9.05)	-0.0101* (-2.05)
Enseignement secondaire	-0.00969*** (-6.39)	-0.00995*** (-7.19)	-0.00335 (-1.49)	-0.00640*** (-4.79)	-0.00828*** (-5.35)	-0.00361 (-1.77)
Enseignement supérieur	-0.0303*** (-11.01)	-0.0344*** (-13.12)	-0.0420*** (-5.99)	-0.0321*** (-6.97)	-0.0494*** (-14.63)	-0.0352** (-2.92)
Autre niveau scolaire	-0.0108*** (-6.19)	-0.00761*** (-8.23)	-0.00498** (-3.28)	-0.0105*** (-5.43)	-0.0120*** (-10.41)	-0.00276 (-1.26)
CSP	0.000454 (0.08)	-0.0162*** (-3.70)	-0.176*** (-8.17)	-0.0164* (-2.53)	-0.0211*** (-3.79)	-0.191*** (-7.01)
Industries	0.00600 (0.91)	-0.0199*** (-4.28)	0.00533 (0.26)	-0.000985 (-0.13)	-0.0107* (-2.06)	0.0117 (0.29)
Régions	-0.0311*** (-6.51)	-0.0180*** (-7.23)	-0.00245 (-0.36)	-0.0117** (-3.26)	-0.0135*** (-4.80)	-0.0133 (-1.62)
Expérience	0.290*** (13.08)	0.179*** (18.67)	0.216*** (9.20)	0.274*** (12.18)	0.165*** (16.64)	0.240*** (6.48)
Expérience au carré	-0.213*** (-11.38)	-0.114*** (-15.36)	-0.110*** (-6.21)	-0.203*** (-11.36)	-0.114*** (-14.44)	-0.142*** (-4.49)

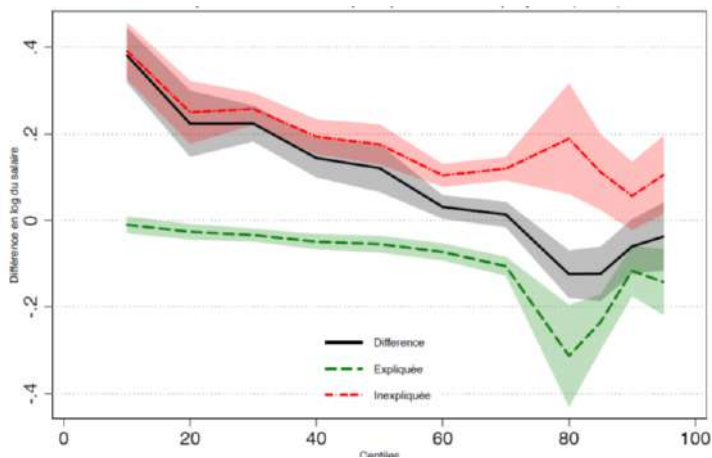
Source : Estimations propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

TABLE 4.13 : Décomposition par quantile du salaire pour les travailleurs à temps plein 2011 et 2017

	2011			2017		
	10 ^{ème} centile	50 ^{ème} centile	90 ^{ème} centile	10 ^{ème} centile	50 ^{ème} centile	90 ^{ème} centile
Part non-expliquée						
Sans niveau scolaire	0.0250 (1.34)	0.0385*** (4.56)	-0.0325*** (-4.93)	0.0543** (2.86)	0.0331*** (3.83)	-0.0294*** (-3.53)
Enseignement fondamental	-0.0449* (-2.41)	0.00200 (0.24)	-0.0925*** (-6.39)	0.0319 (1.60)	0.0127 (1.36)	-0.0953*** (-5.59)
Enseignement secondaire	-0.0333* (-2.35)	-0.0203** (-2.95)	0.0301*** (4.28)	-0.00789 (-0.64)	-0.00911 (-1.26)	0.0274** (3.13)
Enseignement supérieur	-0.0625*** (-3.56)	-0.0294** (-3.09)	0.0478*** (5.28)	-0.0211 (-0.91)	-0.00953 (-0.83)	0.0760*** (5.34)
Autre niveau scolaire	0.0112** (2.73)	0.00133 (1.00)	-0.0200*** (-6.47)	-0.00177 (-1.12)	-0.000807 (-1.14)	-0.0221*** (-6.79)
CSP	-0.174* (-2.24)	-0.00405 (-0.16)	-0.214* (-2.53)	-0.00681 (-0.20)	0.0172 (0.51)	-0.212* (-2.38)
Industries	-0.00298 (-0.09)	0.0760*** (3.41)	0.0593*** (6.70)	-0.0128 (-0.49)	0.0168 (0.36)	0.0315* (2.41)
Régions	-0.0263 (-0.58)	-0.0223 (-1.21)	-0.115*** (-3.41)	-0.0323 (-1.68)	0.0124 (1.25)	-0.0387* (-1.97)
Expérience	0.397** (3.11)	-0.129* (-2.14)	-0.0549 (-0.55)	0.279* (1.97)	0.0941 (1.92)	0.0332 (0.21)
Expérience au carré	-0.116 (-1.60)	0.0758* (2.56)	0.00955 (0.19)	-0.0296 (-0.35)	-0.0299 (-1.04)	-0.0453 (-0.51)
Constant	0.418*** (3.41)	0.187** (3.07)	0.438*** (4.66)	0.0214 (0.16)	0.0722 (1.53)	0.315* (2.48)
Observations	20737	20737	20737	16639	16639	16639

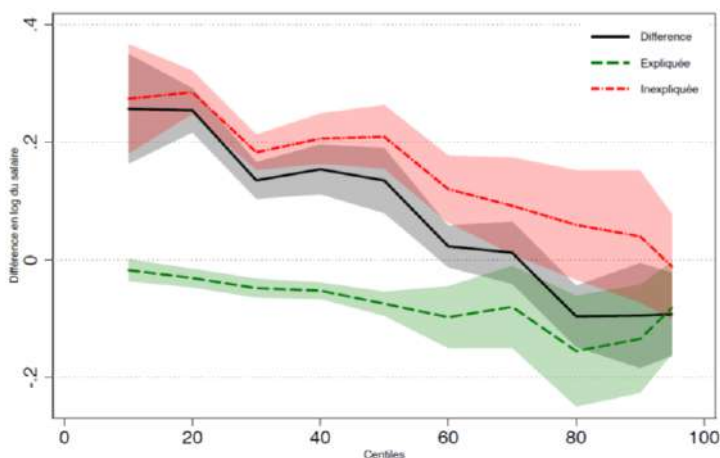
Source : Estimations propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

FIGURE 4.8 – Décomposition par quantile du salaire des travailleurs à temps plein seulement en 2011



Source : Estimations propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

FIGURE 4.9 – Décomposition par quantile du salaire des travailleurs à temps plein seulement en 2017



Source : Estimations propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

TABLE 4.14 : Estimations avec le salaire horaire comme variable dépendante

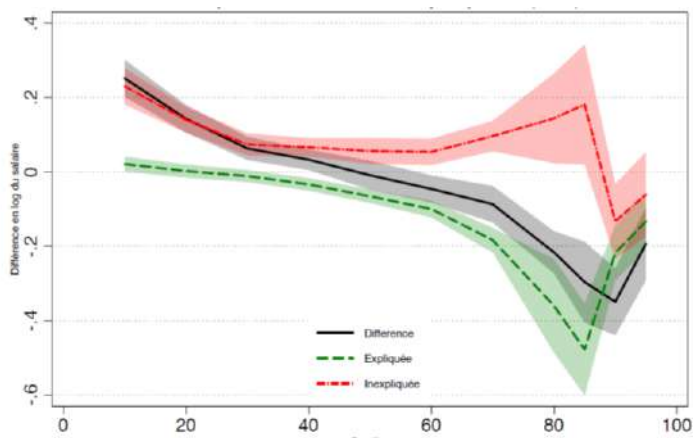
	2011			2017		
	10 ^{ème} centile	50 ^{ème} centile	90 ^{ème} centile	10 ^{ème} centile	50 ^{ème} centile	90 ^{ème} centile
Hommes	1.426*** (258.59)	2.155*** (439.88)	3.304*** (139.86)	1.635*** (147.08)	2.347*** (249.46)	3.396*** (153.91)
Femmes	1.175*** (47.31)	2.163*** (113.19)	3.653*** (98.46)	1.547*** (56.44)	2.423*** (112.50)	3.756*** (84.30)
Différence	0.252*** (9.96)	-0.00857 (-0.43)	-0.349*** (-7.58)	0.0880** (3.04)	-0.0761*** (-3.37)	-0.360*** (-6.92)
Expliquée	0.0215* (2.12)	-0.0650*** (-7.14)	-0.217*** (-5.67)	0.00794 (0.74)	-0.0931*** (-8.92)	-0.208*** (-4.17)
Non-expliquée	0.230*** (9.20)	0.0565** (3.19)	-0.132* (-2.57)	0.0801** (2.80)	0.0170 (0.90)	-0.152** (-2.70)
Part expliquée						
Sans niveau scolaire	0.00528*** (3.98)	0.00914*** (5.89)	0.0118*** (4.97)	0.00376** (2.66)	0.00995*** (5.99)	0.00923*** (4.16)
Enseignement fondamental	-0.0169*** (-6.05)	-0.0212*** (-9.80)	-0.0172*** (-3.46)	-0.0139*** (-4.66)	-0.0218*** (-9.38)	0.00287 (0.58)
Enseignement secondaire	-0.00804*** (-5.96)	-0.00824*** (-6.43)	-0.00234 (-0.84)	-0.00544*** (-4.84)	-0.00753*** (-5.43)	-0.00284 (-1.63)
Enseignement supérieur	-0.0250*** (-9.94)	-0.0309*** (-12.11)	-0.0422*** (-5.05)	-0.0259*** (-7.45)	-0.0460*** (-11.73)	-0.0298*** (-3.30)
Autre niveau scolaire	-0.00644*** (-4.68)	-0.00470*** (-4.99)	-0.00356 (-1.28)	-0.00713*** (-4.54)	-0.00881*** (-6.75)	-0.00532** (-2.80)
CSP	0.00517 (0.89)	-0.0301*** (-6.06)	-0.228*** (-10.93)	-0.00354 (-0.62)	-0.0213*** (-3.84)	-0.284*** (-8.08)
Industries	0.0200** (2.82)	-0.0222*** (-3.92)	-0.0412 (-1.55)	0.0204** (2.65)	-0.0246*** (-4.27)	0.00885 (0.23)
Régions	-0.0243*** (-4.68)	-0.0177*** (-5.78)	0.0126 (1.46)	-0.0137*** (-3.66)	-0.0169*** (-4.85)	0.0155 (1.75)
Expérience	0.248*** (15.14)	0.167*** (17.32)	0.214*** (7.25)	0.213*** (12.84)	0.141*** (12.87)	0.267*** (6.49)
Expérience au carré	-0.176*** (-12.30)	-0.106*** (-13.71)	-0.121*** (-5.03)	-0.159*** (-11.95)	-0.0975*** (-10.81)	-0.190*** (-5.52)

Source : Estimations propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

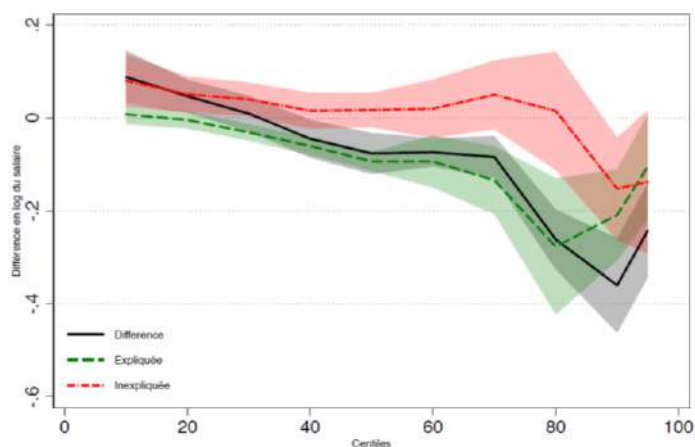
TABLE 4.15 : Estimations avec le salaire horaire comme variable dépendante

	2011			2017		
	10 ^{ème} centile	50 ^{ème} centile	90 ^{ème} centile	10 ^{ème} centile	50 ^{ème} centile	90 ^{ème} centile
Part non-expliquée						
Sans niveau scolaire	0.0374* (2.39)	0.0341*** (3.79)	-0.0480*** (-5.93)	0.0411* (2.23)	0.0253* (2.52)	-0.0511*** (-5.57)
Enseignement fondamental	-0.0116 (-0.73)	0.0163 (1.59)	-0.114*** (-5.55)	0.0558** (2.99)	0.00731 (0.71)	-0.178*** (-8.25)
Enseignement secondaire	-0.00988 (-0.76)	-0.0197** (-2.65)	0.0313*** (3.40)	-0.0130 (-1.10)	-0.00967 (-1.26)	0.0229* (2.37)
Enseignement supérieur	-0.0223 (-1.53)	-0.0319*** (-3.37)	0.0628*** (5.35)	-0.0201 (-1.21)	-0.0291* (-2.32)	0.110*** (8.04)
Autre niveau scolaire	0.000737 (0.21)	0.00113 (0.70)	-0.0235*** (-4.28)	-0.00178 (-1.26)	0.000296 (0.37)	-0.0210*** (-5.48)
CSP	-0.212** (-2.90)	-0.0221 (-0.99)	-0.378*** (-3.30)	-0.0449 (-1.19)	-0.00271 (-0.07)	-0.373** (-3.09)
Industries	-0.0659* (-2.03)	0.0671** (2.91)	0.0547*** (5.00)	-0.0322 (-1.02)	0.0368 (0.69)	0.0181 (1.32)
Régions	0.0178 (0.60)	-0.0171 (-0.84)	-0.0525 (-1.27)	0.00435 (0.24)	0.0214 (1.94)	0.00419 (0.21)
Expérience	0.366*** (3.39)	-0.0915 (-1.74)	-0.0137 (-0.11)	0.121 (0.99)	0.0384 (0.59)	-0.0599 (-0.34)
Expérience au carré	-0.121 (-1.95)	0.0517 (1.80)	0.0161 (0.25)	0.0395 (0.54)	-0.0191 (-0.54)	0.0587 (0.63)
Constant	0.251* (2.22)	0.0685 (1.39)	0.332** (2.58)	-0.0695 (-0.82)	-0.0518 (-0.84)	0.317* (2.07)
Observations	20123	20123	20123	16262	16262	16262

Source : Estimations propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

FIGURE 4.10 – Décomposition par quantile du salaire horaire en 2011

Source : Estimations propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

FIGURE 4.11 – Décomposition par quantile du salaire horaire en 2017

Source : Estimations propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

Annexe A2 : Résultats des tests de robustesse de l'analyse de décomposition de l'écart de participation

TABLE 4.16 : Décomposition de l'écart de participation (25-70 ans)

	2011			2017		
	10 ^{ème} centile	50 ^{ème} centile	90 ^{ème} centile	10 ^{ème} centile	50 ^{ème} centile	90 ^{ème} centile
Hommes	1.426*** (258.59)	2.155*** (439.88)	3.304*** (139.86)	1.635*** (147.08)	2.347*** (249.46)	3.396*** (153.91)
Femmes	1.175*** (47.31)	2.163*** (113.19)	3.653*** (98.46)	1.547*** (56.44)	2.423*** (112.50)	3.756*** (84.30)
Différence	0.252*** (9.96)	-0.00857 (-0.43)	-0.349*** (-7.58)	0.0880** (3.04)	-0.0761*** (-3.37)	-0.360*** (-6.92)
Expliquée	0.0215* (2.12)	-0.0650*** (-7.14)	-0.217*** (-5.67)	0.00794 (0.74)	-0.0931*** (-8.92)	-0.208*** (-4.17)
Non-expliquée	0.230*** (9.20)	0.0565** (3.19)	-0.132* (-2.57)	0.0801** (2.80)	0.0170 (0.90)	-0.152** (-2.70)
Part expliquée						
Sans niveau scolaire	0.00528*** (3.98)	0.00914*** (5.89)	0.0118*** (4.97)	0.00376** (2.66)	0.00995*** (5.99)	0.00923*** (4.16)
Enseignement fondamental	-0.0169*** (-6.05)	-0.0212*** (-9.80)	-0.0172*** (-3.46)	-0.0139*** (-4.66)	-0.0218*** (-9.38)	0.00287 (0.58)
Enseignement secondaire	-0.00804*** (-5.96)	-0.00824*** (-6.43)	-0.00234 (-0.84)	-0.00544*** (-4.84)	-0.00753*** (-5.43)	-0.00284 (-1.63)
Enseignement supérieur	-0.0250*** (-9.94)	-0.0309*** (-12.11)	-0.0422*** (-5.05)	-0.0259*** (-7.45)	-0.0460*** (-11.73)	-0.0298*** (-3.30)
Autre niveau scolaire	-0.00644*** (-4.68)	-0.00470*** (-4.99)	-0.00356 (-1.28)	-0.00713*** (-4.54)	-0.00881*** (-6.75)	-0.00532** (-2.80)
CSP	0.00517 (0.89)	-0.0301*** (-6.06)	-0.228*** (-10.93)	-0.00354 (-0.62)	-0.0213*** (-3.84)	-0.284*** (-8.08)
Industries	0.0200** (2.82)	-0.0222*** (-3.92)	-0.0412 (-1.55)	0.0204** (2.65)	-0.0246*** (-4.27)	0.00885 (0.23)
Régions	-0.0243*** (-4.68)	-0.0177*** (-5.78)	0.0126 (1.46)	-0.0137*** (-3.66)	-0.0169*** (-4.85)	0.0155 (1.75)
Expérience	0.248*** (15.14)	0.167*** (17.32)	0.214*** (7.25)	0.213*** (12.84)	0.141*** (12.87)	0.267*** (6.49)
Expérience au carré	-0.176*** (-12.30)	-0.106*** (-13.71)	-0.121*** (-5.03)	-0.159*** (-11.95)	-0.0975*** (-10.81)	-0.190*** (-5.52)

Source : Estimations propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

TABLE 4.17 : Décomposition de l'écart de participation (25-70 ans) (SUITE)

	2011			2017		
	10 ^{ème} centile	50 ^{ème} centile	90 ^{ème} centile	10 ^{ème} centile	50 ^{ème} centile	90 ^{ème} centile
Part non-expliquée						
Sans niveau scolaire	0.0374* (2.39)	0.0341*** (3.79)	-0.0480*** (-5.93)	0.0411* (2.23)	0.0253* (2.52)	-0.0511*** (-5.57)
Enseignement fondamental	-0.0116 (-0.73)	0.0163 (1.59)	-0.114*** (-5.55)	0.0558** (2.99)	0.00731 (0.71)	-0.178*** (-8.25)
Enseignement secondaire	-0.00988 (-0.76)	-0.0197*** (-2.65)	0.0313*** (3.40)	-0.0130 (-1.10)	-0.00967 (-1.26)	0.0229* (2.37)
Enseignement supérieur	-0.0223 (-1.53)	-0.0319*** (-3.37)	0.0628*** (5.35)	-0.0201 (-1.21)	-0.0291* (-2.32)	0.110*** (8.04)
Autre niveau scolaire	0.000737 (0.21)	0.00113 (0.70)	-0.0235*** (-4.28)	-0.00178 (-1.26)	0.000296 (0.37)	-0.0210*** (-5.48)
CSP	-0.212** (-2.90)	-0.0221 (-0.99)	-0.378*** (-3.30)	-0.0449 (-1.19)	-0.00271 (-0.07)	-0.373** (-3.09)
Industries	-0.0659* (-2.03)	0.0671** (2.91)	0.0547*** (5.00)	-0.0322 (-1.02)	0.0368 (0.69)	0.0181 (1.32)
Régions	0.0178 (0.60)	-0.0171 (-0.84)	-0.0525 (-1.27)	0.00435 (0.24)	0.0214 (1.94)	0.00419 (0.21)
Expérience	0.366*** (3.39)	-0.0915 (-1.74)	-0.0137 (-0.11)	0.121 (0.99)	0.0384 (0.59)	-0.0599 (-0.34)
Expérience au carré	-0.121 (-1.95)	0.0517 (1.80)	0.0161 (0.25)	0.0395 (0.54)	-0.0191 (-0.54)	0.0587 (0.63)
Constant	0.251* (2.22)	0.0685 (1.39)	0.332** (2.58)	-0.0695 (-0.82)	-0.0518 (-0.84)	0.317* (2.07)
Observations	20123	20123	20123	16262	16262	16262

Source : Estimations propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

TABLE 4.18 : Décomposition de l'écart en utilisant la méthode de NOPO avec l'échantillon des individus entre 25 ans et 70 ans

	D (Écart total)	D0 (Part non-expliquée)	DM+DF+DX (Part expliquée)	Pourcentage H (Support commun)	Pourcentage F (Support commun)
2004	2.85	2.88 (0.003)	-0.03	87%	88%
2011	1.9	1.93 (0.006)	-0.03	80%	76%
2017	2.28	2.37 (0.007)	-0.09	82%	78%

Source : Estimations propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

TABLE 4.19 : Liste des variables utilisées pour construire l'indice de richesse multidimensionnel

RGPH 2004	Enquête nationale de l'emploi (2011 et 2017)
<i>Nombre de pièces du logement</i>	<i>Nombre de pièces du logement</i>
<i>Type d'habitation (maison, appartement, villa, etc.)</i>	<i>Type d'habitation (maison, appartement, villa, etc.)</i>
<i>Propriétaire du logement</i>	<i>Propriétaire du logement</i>
<i>Accès à l'électricité</i>	<i>Chauffage</i>
<i>Chauffage</i>	<i>Cuisine</i>
<i>Cuisine</i>	<i>Machine à laver</i>
<i>Téléphone</i>	<i>Voiture</i>
<i>Télévision</i>	<i>Réfrigérateur</i>
<i>Bain</i>	<i>Ordinateur</i>
	<i>Climatiseur</i>
	<i>Accès à internet</i>
	<i>Bain moderne</i>
	<i>Moyen de se débarrasser des ordures</i>

Source : Estimations propres à partir des données de l'ENE-2011 et de l'ENE-2017

5 Informalité et inégalité salariale dans le marché du travail

Sara ZOUIRI, Said TOUNSI, Hicham BADDI, Zakaria EL FAIZ

Résumé

La dualité du marché du travail au Maroc, marquée par la coexistence des segments formel et informel, engendre des écarts salariaux persistants. Cet article analyse l'ampleur de ces écarts à partir des données de l'Enquête Nationale sur l'Emploi (2011), en mobilisant les équations de gains de Mincer, la décomposition d'Oaxaca-Blinder et la méthode d'appariement de Nopo. Les résultats révèlent une pénalité salariale significative pour les travailleurs informels, avec un écart moyen de plus de 50% en défaveur de ce segment. Ces écarts persistent selon les secteurs d'activité et sont particulièrement marqués chez les femmes soulignant le double effet de la segmentation structurelle et de la discrimination. Les décompositions montrent que la part inexpliquée de cet écart, associée à la segmentation du marché, varie de 22,7 % à 45 % selon la méthode utilisée. Ces résultats soulignent la nécessité des politiques publiques ciblées pour renforcer l'inclusion formelle et réduire les inégalités de revenu.

Mots-clés : Informalité-Inégalités salariales-Segmentation-Décomposition d'Oaxaca-Blinder-Appariement de Nopo

Classification JEL : J31-J46-O17-E24-C14.

Informality and Wage Inequality in the Labor Market

Abstract

The duality of Morocco's labor market, characterized by the coexistence of formal and informal segments, gives rise to persistent wage disparities. This article examines the magnitude of these gaps using data from the 2011 National Employment Survey, drawing on Mincerian earnings equations, the Oaxaca-Blinder decomposition, and Nopo's matching technique. The findings reveal a significant wage penalty for informal workers, with an average gap of over 50% to their disadvantage. These disparities persist across sectors and are particularly pronounced among women, highlighting the combined effect of structural segmentation and discrimination. The decompositions show that the unexplained share of the gap, associated with labor market segmentation, ranges from 22.7% to 45% depending on the method used. These results highlight the importance of implementing targeted public policies to promote formal inclusion and reduce income inequality.

Keywords : Informality-Wage inequality-Segmentation-Oaxaca-Blinder decomposition-Nopo matching

JEL Classification : J31-J46-O17-E24-C14.

Introduction

L'économie informelle peut impacter directement ou indirectement les performances de l'économie. D'un côté, la faible productivité et la concurrence du secteur informel peuvent baisser la productivité des entreprises formelles et celle de l'économie dans son ensemble (Zouiri, 2024). D'un autre côté, le secteur informel offre souvent des emplois précaires et à faibles salaires. En effet, dans les pays en développement où l'économie informelle occupe une place prépondérante, le marché du travail présente une précarité accrue, entraînant des inégalités salariales prononcées.

Plusieurs travaux ont étudié l'écart salarial entre le secteur formel et le secteur informel en essayant de déterminer si les travailleurs informels gagnent moins que leurs homologues formels. La littérature présente un désavantage significatif de rémunération en défaveur de l'emploi informel dans plusieurs pays, en utilisant différentes méthodes d'estimation notamment le modèle de gain de Mincer (1974) et des méthodes micro-économétriques telles que l'appariement et la double différence. Ces travaux ont également tenté d'expliquer cet écart salarial en le décomposant entre l'écart induit par les variables observables et les dotations initiales des participants sur le marché du travail, et l'écart dû à la discrimination ou à la segmentation formelle/informelle.

Les résultats des différentes études montrent des écarts salariaux significatifs dans plusieurs pays et qui varient en fonction des caractéristiques des travailleurs (âge, genre, niveau d'éducation, ... etc.). Selon Baskaya & Hulagu (2011), l'écart salarial en faveur du travail formel en Turquie varie entre 16% et 20%. Pour la Thaïlande, Dasgupta et al. (2015) ont montré que l'écart salarial en faveur de l'emploi formel atteint 28,1%. Bargain & Kwenda (2014) ont observé une pénalité salariale informelle significative pour les travailleurs au bas de la distribution des salaires en Afrique du Sud, au Brésil et au Mexique. Alors que pour les pays Maghrébins, Gherbi et al. (2019) ont montré que le travail dans le secteur formel multiplie les revenus des individus par 2,7 en Égypte, en Algérie, au Maroc et en Tunisie, avec une marginalisation plus accentuée des femmes dans le secteur informel. Cependant, certains auteurs, comme Ramoni-Perazzi & Orlandoni-Merli (2021) ont trouvé des écarts salariaux non significatifs entre les secteurs formels et informels dans certains pays. De plus, la décomposition de ces écarts a montré des effets importants de la segmentation, où 50% de l'écart salarial observé dans la Turquie est attribué à la segmentation (Tansel & Kan, 2012).

Au Maroc, le marché du travail est caractérisé par plusieurs fragilités structurelles. En addition d'un taux d'inactivité élevé, d'une faible participation des jeunes et des femmes et de la persistance du taux de chômage, l'emploi crée reste majoritairement un emploi informel et précaire. Cette précarité et la prépondérance de l'emploi informel remonte à la surface la dualité du marché du travail et la distinction entre un segment formel et un segment informel. Le premier est associé

à l'emploi protégé et productif bénéficiant d'une couverture sociale et suit la réglementation du marché du travail. Alors que le deuxième segment fonctionne dans des conditions de travail précaires, sans contrat de travail et hors réglementation du marché du travail. Ces caractéristiques des deux segments révèlent la question des salaires qui peuvent être différenciés d'un segment à l'autre indépendamment des compétences ou des caractéristiques des travailleurs.

L'objectif principal de cette étude est de contribuer à une meilleure compréhension de la segmentation du marché du travail et de ses implications sur les disparités salariales entre les différents segments. Pour ce faire, notre recherche suit une méthodologie à deux volets. Premièrement, nous estimons l'équation des gains de Mincer afin d'examiner la formation des salaires au sein de chaque segment et d'évaluer l'écart salarial entre eux. Deuxièmement, nous utilisons deux approches distinctes pour décomposer cet écart salarial. La première approche repose sur la méthode de décomposition paramétrique développée par Oaxaca (1973) et Blinder (1973), tandis que la seconde utilise la méthode d'appariement de Nopo (2008). Ces approches ont été choisies pour leur capacité à mettre en évidence les facteurs sous-jacents qui contribuent aux disparités salariales. Notre analyse s'appuie sur les données de l'enquête nationale sur l'emploi de 2011 qui fournit des informations sur les salaires pour un échantillon de 24 961 personnes âgées de 15 ans et plus, soit près de trois millions et demi de salariés.

Dans ce qui suit, nous présentons un survol de littérature sur la segmentation du marché du travail et le différentiel de salaire dans la deuxième section, la troisième portera sur la méthodologie adoptée. La quatrième est consacrée aux données et aux faits stylisés sur le marché du travail au Maroc à travers la base de données utilisée. Dans la 5^{ème} section, nous discuterons l'ensemble des résultats obtenus avant de conclure par une brève synthèse du travail.

I Revue de littérature

Le marché du travail joue un rôle fondamental dans la distribution des revenus et la compréhension des disparités salariales. Néanmoins, cette distribution est influencée par divers facteurs. L'une des perspectives théoriques qui a contribué à éclairer cette relation est celle du capital humain, mise en avant par Mincer (1958). Selon cette théorie, les salaires et les inégalités de revenus sont fortement influencés par le capital humain, qui se manifeste à travers l'éducation et l'acquisition des compétences. Plus précisément, les salaires des individus sont déterminés en grande partie par leur niveau d'éducation et leur expérience accumulée sur le marché du travail. Les individus qui investissent dans leur capital humain en poursuivant des études et en développant leurs compétences tendent à percevoir des revenus plus élevés par rapport à ceux ayant un niveau d'éducation moins élevé et moins d'expérience.

Cependant, malgré l'importance du capital humain, d'autres facteurs contribuent également aux disparités salariales. L'accès limité à des emplois de qualité, la

discrimination et la segmentation des marchés du travail sont autant de facteurs qui accentuent ces inégalités salariales. Ces disparités se manifestent sous forme de différences de rémunération entre différents groupes de travailleurs, indépendamment de leur capital humain. La segmentation du marché du travail est une question cruciale à cet égard. La théorie de la dualité du marché du travail évoque la coexistence de deux segments distincts en termes de composition et de fonctionnement. Des distinctions dans ce sens sont établies, telles qu'un marché primaire et un marché secondaire (Bosanquet & Doeringer, 1973; Dickens & Lang, 1985) ou encore un secteur moderne et un secteur traditionnel (Lewis, 1954).

Selon le fonctionnement des marchés, la littérature distingue plusieurs types de segmentation. La première repose sur la concurrence dans la distribution des emplois et la fixation des salaires en distinguant un marché interne non concurrentiel, soumis aux règlements internes de l'employeur en matière de grille de salaire, de promotion et de conditions d'embauche, et un marché externe concurrentiel où les salaires sont déterminés selon la loi de l'offre et de la demande. La deuxième segmentation est basée sur la nature des contrats et la stabilité de l'emploi. En effet, le marché primaire est constitué des emplois stables avec des contrats à temps plein et à durée indéterminée, une rémunération et une qualification élevée de ses salariés qui sont protégés par les syndicats. Le marché secondaire, quant à lui, est constitué d'emplois moins stable avec des contrats à durée déterminée ou d'emplois à temps partiel dominés par des travailleurs peu qualifiés.

De même, Agénor (1996) propose une distinction entre trois secteurs observés dans les pays en développement : le secteur rural, le secteur informel urbain et le secteur formel urbain. Le premier se caractérise par une prédominance des travailleurs indépendants et des membres de la famille non rémunérés. Le deuxième secteur découle d'un excès de main-d'œuvre dans les zones urbaines, résultant des flux migratoires des zones rurales vers les zones urbaines. Dans ce secteur, l'emploi est principalement constitué de travailleurs indépendants ou d'emplois rémunérés sans contrat formel, avec un taux élevé de sous-emploi, des salaires hautement flexibles, et une faible application de la réglementation du marché du travail. En revanche, le troisième secteur, le secteur formel urbain, est composé de moyennes et grandes entreprises, qu'elles soient privées ou publiques, où les travailleurs occupent des postes plus qualifiés avec des contrats formels, et où la réglementation du marché du travail est plus strictement observée, incluant notamment le salaire minimum, les régimes de retraite et de sécurité sociale.

Ces différences marquées entre les secteurs reflètent une variété de caractéristiques au sein de chaque secteur telles que la prévalence du travail indépendant, la conformité aux réglementations du marché du travail, les conditions de travail et les opportunités économiques des travailleurs. En effet, la littérature sur les pays en développement fait souvent référence au clivage formel/informel (Fields, 1990; Günther & Launov, 2012; Meghir et al., 2015; Pratap & Quintin, 2006). Cette segmentation trouve ses origines dans la nature des deux types d'emploi. En effet,

l'emploi informel, jouissant des mêmes caractéristiques du marché secondaire, est majoritairement un emploi précaire à faible productivité, à faible qualification et se concentre dans les secteurs à faible technologie comparativement au travail formel qui présente plus d'avantage soit en termes de condition de travail ou de rémunération.

D'un autre côté, le choix occupationnel de l'emploi peut être influencé par la segmentation du marché imposé par les barrières à l'entrée et les rigidités d'un marché comparativement à un autre, telles que les syndicats et le salaire minimum. En outre, certains secteurs ou statuts d'emploi peuvent offrir des avantages comparatifs, notamment les avantages non pécuniaires comme la flexibilité de l'emploi (Maloney, 2004). Ces considérations révèlent la question sur les raisons qui conduisent les individus à choisir l'emploi informel où il peut résulter de la segmentation du marché comme il peut être volontaire, reflétant ces considérations de l'avantage comparatif.

Dans ce sens, les résultats d'Arias & Khamis (2008) mettent en évidence à la fois l'avantage comparatif et la segmentation du marché du travail en Argentine. Dans ce travail, les auteurs n'ont pas trouvé de différences significatives entre les revenus des travailleurs salariés formels et ceux des indépendants, ce qui est cohérent avec les considérations d'avantage comparatif. Au contraire, le travail salarié informel montre des pénalités significatives en termes de revenus, ce qui soutient ainsi l'hypothèse de la segmentation du marché du travail.

Comme cela a été évoqué précédemment, la segmentation du marché du travail peut être abordée dans la littérature à travers l'analyse de l'écart salarial existant entre ses divers segments. En effet, Agénor avance l'idée que "La présence de différents secteurs sur le marché du travail est souvent associée à la segmentation du marché du travail, qui peut être définie comme une situation dans laquelle des travailleurs qui semblent identiques en termes de variables observables (c'est-à-dire, ayant des capacités de production similaires) perçoivent différents salaires en fonction de leur secteur d'emploi". La littérature sur l'écart salarial présente majoritairement un désavantage significatif de rémunération en défaveur de l'emploi informel. Plusieurs travaux ont estimé ces écarts pour plusieurs pays en utilisant différentes méthodes, principalement ; l'estimation du modèle de gain de Mincer (Baskaya & Hurlagü, 2011 ; Tansel & Kan, 2012) et l'utilisation des méthodes micro économétriques comme l'appariement et la double différence (Arias & Khamis, 2008 ; Baskaya & Hurlagü, 2011 ; El Badaoui et al., 2008 ; Pratap & Quintin, 2006). De plus, plusieurs travaux ont essayé d'expliquer ce différentiel de salaire en le décomposant entre l'écart induit par les variables observables et les dotations initiales des participants dans le marché du travail, et l'écart due à la discrimination ou à la segmentation formel-informel (Kahyalar et al., 2018).

Pour le cas de la Turquie, Baskaya & Hurlagü (2011) ont estimé le gap de salaire entre le travail formel et informel pour la période 2005-2009, en utilisant l'équation de gain de Mincer standard et la méthode de l'appariement sur le score de

propension. Les auteurs ont montré l'existence d'un écart de salaire en défaveur du segment informel qui varie entre 16% à 20% par le modèle standard de régression de mincer et entre 10% à 23% par la méthode d'appariement. Ce travail a porté également sur une analyse de ce gap par genre et par âge et a révélé qu'il existe une hétérogénéité dans le gap salarial formel-informel. Pour le même pays, Tansel & Kan (2012) mettent en évidence un écart salarial de 21,5% au détriment du travail informel. Ils notent que la moitié de cette disparité salariale peut être expliquée par des variables observables liées aux caractéristiques individuelles, aux ménages et à l'emploi, tandis que l'autre moitié reste attribuée à la segmentation du marché du travail.

En utilisant des données trimestrielles de panel, Gong & Van Soest (2002) analysent la formation du salaire et son différentiel entre le secteur formel et informel pour le cas de la Mexique à l'aide d'un modèle dynamique de régression à effet aléatoire. En contrôlant le biais de sélection due à l'hétérogénéité non observable et invariable dans le temps qui peut affecter à la fois les salaires et le choix du secteur, les auteurs montrent que l'âge affecte significativement le salaire du secteur formel, mais pas celui du secteur informel alors que les rendements de l'éducation sont positifs dans les deux secteurs, mais beaucoup plus élevés dans le secteur formel. Dans le même sens, Dasgupta et al. (2015) examine l'écart salarial entre le travail formel et informel pour le cas de la Thaïlande. Les auteurs utilisent un échantillon des salariés et des indépendants et procèdent par une estimation de l'équation de gain de mincer et par la décomposition d'Oaxaca-Blinder pour déterminer le gap due à la segmentation formel/informel. Leurs résultats montrent un écart en faveur du travail formel avec une composante inexpliquée qui atteint 28.1%. Selon ces résultats, les auteurs montrent que si les travailleurs informels disposent des mêmes caractéristiques que ceux formels, leur gain mensuel moyen peut s'améliorer de 3.4% et peut augmenter de 1.6% en absence de segmentation.

Contrairement aux travaux qui ont trouvé un gap salarial en défaveur du secteur informel, Ramoni-Perazzi & Orlandoni-Merli (2021) montrent un écart non significatif entre les salariés des secteurs urbains formels et informels en 2008 et 2017. Moyennant une approche semi-paramétrique, les auteurs ont estimé les fonctions de densité par groupes et ont généré des contrefactuels en pondérant les salaires des travailleurs du secteur informel par leur probabilité de travailler dans le secteur formel, afin d'estimer le gain qu'un travailleur du secteur informel pourrait gagner s'il était formel. Les résultats indiquent que, en termes de rémunération, les salariés informels n'ont pas intérêt à occuper un emploi formel, par contre, les travailleurs indépendants peuvent témoigner une amélioration de la distribution de leur rémunération s'ils étaient formels. De même, Pratap & Quintin (2006), ont trouvé un écart de salaire significatif en faveur des travailleurs formels en Argentine selon le modèle de régression standard de salaire, cependant cet écart devient soit non significatif soit négatif en utilisant l'approche semi-paramétrique du score de propension avec différentes techniques d'appariement (le Epanechnikov kernel, le

Voisin le plus proche et le Caliper).

Les divergences observées dans les résultats des différentes études sur le gap salarial entre les secteurs formels et informels mettent en évidence l'importance cruciale de la méthodologie d'estimation. Ces variations révèlent la sensibilité des conclusions aux choix méthodologiques, à la manière dont les modèles sont spécifiés et aux techniques d'appariement utilisées. Cela souligne la complexité inhérente à la question du gap salarial entre les secteurs formels et informels.

De même, l'estimation des gains pour un ensemble de salarié ou du gap salarial entre deux segments suppose que ces derniers sont homogènes et présentent les mêmes rendements des variables explicatives. Pourtant, cette hypothèse testée par plusieurs travaux dans la littérature à travers, principalement, l'analyse des modèles de gains et des écarts salariaux tout au long de la distribution des revenus, et entre les catégories au sein des segments considérés, n'est pas toujours valide. Njifen & Pemboura (2020) ont évalué l'hétérogénéité dans le rendement de l'éducation pour le cas du Cameroun en utilisant l'estimation par quantile. Les résultats de ce travail indiquent que le niveau d'éducation influence les gains salariaux différemment selon les différents quantiles considérés et confirment le caractère hétérogène du rendement de l'éducation. Autrement, l'éducation n'est pas rentable chez les salariés à très faible revenu alors que les salariés relativement les mieux payés profitent le plus de leur investissement dans l'éducation.

Maloney (2004) et Fields (2004, 1990) ont remis en question la vision traditionnelle du secteur informel en tant qu'entité homogène et soulignent l'hétérogénéité de ce secteur, la diversité des caractéristiques et des opportunités des différents groupes de travailleurs au sein des secteurs. Ablaza et al., (2021) confirme cette thèse sur l'emploi informel hétérogène et suppose que le segment informel peut comprendre des gagnants et des perdants. En utilisant des régressions par quantiles sur des données issues de l'enquête auprès des ménages pour l'Indonésie, les auteurs estiment l'écart de rémunération entre travailleurs formels et travailleurs informels à différents points de la répartition des gains et montrent que la pénalité de revenu aux dépens des travailleurs informels se présente pour certains, tandis que d'autres peuvent être avantagés.

En utilisant l'évaluation quasi expérimentale, Kapnang Herrman & Nassuf (n.d.) ont examiné les écarts de revenus entre les sexes au sein des secteurs formels et informels au Cameroun. En se basant sur les données d'enquête auprès des ménages, les auteurs ont mis en évidence une corrélation entre le genre, le secteur d'emploi et les revenus et montre. Les résultats de leur étude révèlent un écart salarial en défaveur des femmes, que ce soit dans le secteur formel ou informel. Cependant, cette pénalité s'avère significativement plus élevée dans le secteur informel. En effet, l'analyse démontre que les femmes ont une probabilité supérieure de 6 % par rapport aux hommes de travailler dans le secteur informel, où la pénalité salariale atteinte 11,8 %, soit le double de celle observée dans le secteur formel où l'écart de rémunération entre les sexes est d'environ 5,9 %.

De même, Dasgupta et al. (2015) ont utilisé des régressions par quantile pour analyser les disparités salariales par quartiles en Thaïlande. Leurs résultats indiquent que les travailleurs informels affichent systématiquement des revenus inférieurs à tous les niveaux de revenus, avec une augmentation de l'écart à mesure que le niveau de revenu augmente. En d'autres termes, la différence la plus marquée entre les revenus des travailleurs formels et informels se trouve dans la tranche des revenus les plus élevés, tandis que l'écart est moins prononcé dans la tranche des revenus les plus bas. De plus, l'effet du genre sur les revenus est négatif et constant dans tous les quartiles, ce qui signifie que les femmes gagnent moins que les hommes indépendamment du niveau de revenu. En revanche, le rendement de l'éducation est positif et croissant à mesure que l'on progresse dans les niveaux de revenu, ce qui suggère que l'éducation a un impact de plus en plus positif sur les revenus à mesure que ceux-ci augmentent. Par contre, Bargain & Kwenda (2014) trouvent une pénalité salariale informelle significative observée au bas des distributions conditionnelle, mais qui disparaît au sommet. Ce résultat est valide pour les trois pays étudiés, à savoir ; l'Afrique de sud, le Brésil et le Mexique.

Pour les pays nord-africains, l'Égypte, l'Algérie, le Maroc et la Tunisie, Gherbi et al., (2019) ont utilisé les données de SAHWA¹ de 2015 pour identifier les déterminants de l'emploi des jeunes âgés entre 15 et 29 ans et les inégalités de genre des jeunes au regard de la segmentation formel-informel. À travers une équation de gain de Mincer sur la distribution des sexes selon les segments de l'emploi informel/formel, les auteurs ont montré que le travail dans le secteur formel multiplie les revenus des individus par 2.7 comparativement au travail informel. La ventilation par sexe montre une marginalisation plus accentuée des femmes dans le secteur informel, ce qui concorde avec les constats selon lesquelles les femmes sont plus susceptibles de travailler dans la strate à faible revenu du secteur informel. De plus, l'écart de salaire entre les sexes dans les deux segments reste, en grande partie, attribuable à la discrimination, comme a montré la décomposition Oaxaca-Ransom utilisée.

Dans les pays en développement, la littérature s'est largement intéressée sur la question de la segmentation du marché du travail en deux secteurs distincts, à savoir le secteur formel et le secteur informel, et les disparités salariales qui en découlent. Cette disparité, largement attribuée à la segmentation du marché du travail et à la discrimination à l'encontre des travailleurs informels, présente des variations significatives en fonction de la répartition des revenus et des modalités d'emploi (qu'il s'agisse de salariés ou de travailleurs indépendants). En outre, lorsque cet écart salarial considérable coexiste avec une forte prévalence de l'emploi informel, cela soulève des préoccupations quant à la corrélation entre

1. L'Enquête sur la jeunesse intitulée " SAHWA " est un produit du projet SAHWA visant le soutien à la recherche dans les domaines liés au rapport entre l'école et le marché du travail, le marché informel et à la création d'entreprises. Cette enquête couvre environ 10000 jeunes répartis à travers cinq pays arabes méditerranéens à savoir ; Algérie, Égypte, Liban, Maroc et Tunisie.

le travail informel et la pauvreté, d'autant plus que, pour de nombreuses personnes, l'emploi informel constitue leur principal moyen de subsistance, bien que souvent précaire.

En effet, L'existence d'une pénalité salariale du segment informel, conjugué à un poids prépondérant de l'emploi informel dans l'économie, met en évidence le lien entre l'informel et la pauvreté. Dans ce sens, Xue et al., (2014) ont montré que l'emploi informel a un effet significatif sur la distribution des revenus et l'écart de rémunération explique plus de la moitié de l'inégalité globale des revenus personnels dans les zones urbaines chinoises. De même, Torres (2020) examine le lien entre l'informalité et la pauvreté en Colombie à travers l'estimation des écarts de revenus entre les deux segments de travail entre 2002 et 2003. Les résultats révèlent une pénalité salariale de 37 % à 44 % et l'élimination de cet écart diminuerait la pauvreté d'environ 40 %.

II Méthodologie

A l'instar de plusieurs travaux discutés dans la revue de littérature précédente, nous essayons dans ce chapitre, d'estimer l'écart salarial formel/informel pour le cas du Maroc en utilisant l'équation de gain de Mincer (1974) et décomposer cet écart entre la part attribuée aux variables observables et la part due à la segmentation du marché du travail.

Estimation de l'équation de Gain de Mincer (1974)

Selon la théorie du capital humain, la formation des salaires se base sur les dotations de l'individu en matière de capital humain reflété par son niveau d'éducation et son expérience accumulée sur le marché du travail. Le modèle de gain de Mincer (1974) suppose l'importance du rendement de ces dotations, où la rémunération s'améliore avec l'augmentation de niveau d'étude et le rendement de l'expérience augmente à un taux croissant jusqu'à un certain seuil où ce dernier devient décroissant. Cependant ces effets se montrent hétérogènes si on considère les différences entre les salariés soit en termes de variables individuelles, soit en terme du segment de l'emploi. Dans ce chapitre, on utilise le modèle de gain de Mincer (1974) pour discuter l'hétérogénéité des effets des variables sur la formation des salaires dans les deux segments formel et informel du marché du travail et pour vérifier la présence d'une pénalité salariale des travailleurs informels.

La définition de l'emploi informel pose toujours un défi lorsqu'il s'agit de le catégoriser. Plusieurs critères liés à la nature de l'emploi, aux conditions de travail et au secteur peuvent être combinés pour définir cette catégorie. Par exemple, le statut d'indépendant est souvent considéré comme une approximation de l'emploi informel. D'autres critères incluent la présence d'un contrat de travail, l'affiliation à un régime de retraite ou de sécurité sociale, ainsi la nature de l'unité de production (formelle ou informelle). Dans notre étude, nous définissons l'emploi formel comme étant lié à l'affiliation à un organisme de sécurité sociale, suivant en cela les travaux du Fonds Monétaire International et de la Banque Mondiale qui utilisent

la couverture sociale comme critère déterminant de l'emploi formel.

Pour examiner les effets de certaines variables sur la formation des salaires, nous estimons le modèle de gain selon trois spécifications. La première consiste à estimer le modèle de base augmenté d'une variable indicatrice renseignant sur le segment de l'emploi (1 indique le segment formel et 0 le segment informel), la deuxième spécification introduit les variables individuelles du salarié et la troisième spécification ajoute les variables contextuelles de l'emploi. Le modèle augmenté s'écrit comme suit :

$$\ln(y_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Edu}_i + \alpha_2 \text{exp}_i + \alpha_3 \text{exp}_i^2 + \alpha_4 \text{for}_i + \alpha_5 X_i + \alpha_6 k_i + \varepsilon_i \quad (5.1)$$

La variable dépendante $\ln(y_i)$ est le logarithme du salaire horaire² calculé suivant la formule ci-après :

$$\text{Salaire Horaire} = \frac{\text{Salaire Mensuel}}{4 \times \text{Nombre d'heures de travail dans la semaine de référence}} \quad (5.2)$$

Edu_i représente le nombre d'années d'études rapproché par le diplôme obtenu, exp_i est l'expérience de l'individu depuis son insertion sur le marché du travail, Inf_i une variable binaire qui prend la valeur 1 si l'individu i occupe un travail formel et 0 s'il est engagé dans un travail informel. X_i un vecteur de variable individuelle à savoir le sexe, le lieu de résidence, la situation matrimoniale et le statuts dans le ménages (1=chef de ménage et 0 sinon), et k_i un vecteur des variables contextuelles qui reflète les conditions et le contexte de l'emploi. Ce vecteur inclue la régularité dans le travail, le secteur d'emploi et la branche d'activité.

La variable dépendante du modèle de gain de Mincer, « le logarithme du salaire horaire », n'est observée que si l'individu participe au marché du travail, ce qui présente un biais de sélection, où les caractéristiques observables et inobservables des actifs occupés peuvent être différentes de celles des inactifs ou des chômeurs. Cela peut générer une sélection non aléatoire de l'échantillon sujet de l'estimation. Ce biais peut donner lieu à des estimations biaisées en utilisant l'estimateur par les moindres carrés ordinaires. Pour corriger ce biais de sélection, la correction de Heckman (1979) en deux étapes est adoptée. Premièrement, un modèle de sélection qui détermine la participation dans le marché du travail est estimé. À partir de celui-ci, l'inverse du ratio de Mills, γ_i , est calculé. Ce ratio représente le terme de correction du biais de sélection qui est introduit dans l'équation 5.1.

En plus du biais de sélection lié à la participation au marché du travail, un autre biais peut découler du choix du statut d'emploi (salarié, indépendant, aide familiale) (Baffoe-Bonnie, 2009 ; Kaba, 2023 ; Mohanty, 2012 ; Njifen & Pemboura, 2020) Dans cette étude, nous examinons un deuxième biais de sélection associé au choix du statut d'emploi, car il est probable que les travailleurs salariés présentent

2. Le modèle est estimé également pour le salaire mensuel. Les résultats sont reportés dans l'annexe et sont utilisés dans la discussion.

également des caractéristiques qui les distinguent des travailleurs indépendants. Pour ce faire, nous utilisons un modèle probit bivarié pour estimer simultanément la probabilité d'être actif occupé et la probabilité d'être salarié $Pr(\text{Participation} = 1, \text{Salarié} = 1 \mid Z)$. Soit Y_i la variable désignant le choix de la participation tel que :

$$Y_{i1} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{i1}^* = \beta_{01} + \sum_{k=1}^m \beta_{1k} Z_{ik} + \mu_{i1} > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (5.3)$$

$$Y_{i2} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{i2}^* = \beta_{02} + \sum_{k=1}^m \beta_{2k} Z_{ik} + \mu_{i2} > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (5.4)$$

Avec $Y_{i1} = 1$ si l'individu i est un actif occupé et $Y_{i2} = 1$ si l'individu i est salarié. Et Y_{i1}^* et Y_{i2}^* sont les variables latentes qui influencent la probabilité d'être actif occupé et la probabilité d'être salarié respectivement. Z_{ik} Le vecteur des variables explicatives des deux probabilités et qui inclue l'âge, le diplôme, le milieu de résidence, le sexe, la situation familiale, la situation dans le ménage et la région de résidence. L'âge est une variable quantitative continue, alors que l'ensemble des autres variables sont des variables qualitatives avec deux ou plusieurs modalités. Le vecteur Z_{ik} est le même pour les deux variables latentes mais diffère en termes de son influence. Autrement, les coefficients β_{1k} sont à priori différents de β_{2k} . Pour la corrélation des termes d'erreurs, on distingue deux cas de figures ; le premier est où le coefficient de corrélation est nul $\rho_{\mu_1, \mu_2} = 0$, le modèle probit bivarié n'est pas approprié et il suffit d'estimer les deux équations séparément. Le deuxième cas de figure est où ce coefficient est non nul ($\rho_{\mu_1, \mu_2} \neq 0$), dans ce cas le modèle probit bivarié est estimé et permet d'avoir les effets des variables explicatives et d'obtenir le terme de correction de biais de sélections i.e l'inverse du ratio de Mills.

L'estimation des deux équations 5.3 et 5.4 par la méthode du maximum de vraisemblance permet d'obtenir un seul inverse du ratio de Mills, γ_i , qui est introduit dans l'équation de gain de Mincer. Celle-ci s'écrit alors comme suit :

$$\ln(y_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Edu}_i + \alpha_2 \exp_i + \alpha_3 \exp_i^2 + \alpha_4 \text{Inf}_i + \alpha_5 X_i + \alpha_6 k_i + \alpha_7 \gamma_i + \varepsilon_i \quad (5.5)$$

Le gap de salaire entre les travailleurs informels et formels peut être expliqué d'un côté par les dotations initiales des travailleurs qui déterminent le rendement à savoir, l'expérience, le niveau d'éducation, le secteur d'activité...etc., et de l'autre côté, il peut être attribué à la segmentation du marché du travail et le clivage formel/informel des travailleurs. Pour quantifier le gap lié à cette segmentation, nous avons eu recours à la décomposition Oaxaca (1973) et Blinder (1973) qui analyse le différentiel de salaire entre deux groupes par les effets caractéristiques qui captent les différences dans les caractéristiques individuelles et par les effets coefficients à partir de la différence dans les coefficients des équations de gains.

L'analyse par la décomposition d'Oaxaca (1973) et Blinder (1973) repose sur l'estimation de l'équation de gain de Mincer de la forme fonctionnelle semi-logarithmique pour chaque groupe de salarié formel et informel séparément tel que :

$$\ln(W_f) = \beta_{0f} + \beta_f X_f + \varepsilon_f \quad (5.6)$$

$$\ln(W_{inf}) = \beta_{0inf} + \beta_{inf} X_{inf} + \varepsilon_{inf} \quad (5.7)$$

Où l'indice f et inf désigne le segment formel et informel, W est le salaire horaire du travailleurs, X est le vecteur des caractéristiques individuelles du travailleur, le terme d'erreur. Soit $\ln \bar{W}$ indique le salaire moyen. Le gap salarial peut être défini comme suit :

$$\overline{\ln(W_f)} - \overline{\ln(W_{inf})} = (\hat{\beta}_{0f} - \hat{\beta}_{0inf}) + \hat{\beta}_f(\overline{X_f} - \overline{X_{inf}}) + \overline{X_{inf}}(\hat{\beta}_f - \hat{\beta}_{inf}) \quad (5.8)$$

Le terme $(\hat{\beta}_{0f} - \hat{\beta}_{0inf})$ représente la différence entre les intercepts des équations de régression pour les deux groupes et quantifie la partie de l'écart salarial qui peut être attribuée aux différences dans les niveaux de salaire moyens entre les deux groupes, en maintenant toutes les autres variables constantes, i.e correspond à l'écart dû aux salaires autonomes pour chacun des travailleurs formels et informels. Le terme $\hat{\beta}_f(\overline{X_f} - \overline{X_{inf}})$ représente les écarts de caractéristiques individuelles pondérés par leur rendement pour le travail formel ce qui équivaut à la part de l'écart salarial expliquée. Le dernier terme $\overline{X_{inf}}(\hat{\beta}_f - \hat{\beta}_{inf})$ présente la part inexpliquée de l'écart salarial et mesure l'écart des rendements des caractéristiques individuelles pondéré par la moyenne de ces caractéristiques des travailleurs informels.

Cette formulation donne les écarts entre les deux groupes mais ne considère pas une norme à laquelle les différences sont comparées ce qui pose le problème du choix de la pondération ou de la norme non discriminante. Plusieurs propositions dans ce sens ont été développées ou chacune subit une interprétation différente. Oaxaca (1973) a proposé de supposer le modèle de l'un des groupes comme non-discriminant. Alors que selon la décomposition de Reimers (1983), la norme non discriminante s'agit de la moyenne des coefficients entre les modèles des deux groupes ce qui équivaut à l'attribution d'un poids similaire aux deux groupes. De son côté, Cotton (1988), propose de pondérer les coefficients par le poids de chaque groupe. Finalement, Neumark (1988) et Oaxaca & Ransom (1994) proposent comme norme non discriminante, les rendements estimés d'une équation de gain pour l'ensemble de la population. Dans notre cas, et suivant Oaxaca & Ransom (1994), il s'agit de l'estimation de l'équation de gain de Mincer pour l'ensemble des travailleurs formels et informels et l'écart salarial est donc formulé comme suit :

$$\overline{\ln(W_f)} - \overline{\ln(W_{inf})} = (\hat{\beta}_{0f} - \hat{\beta}_{0inf}) + \hat{\beta}_{nor}(\overline{X_f} - \overline{X_{inf}}) + (\overline{X_f} - \overline{X_{inf}})(\hat{\beta}_f - \hat{\beta}_{inf}) \quad (5.9)$$

Où $\hat{\beta}_{nor}$ représente les rendements des caractéristiques individuelles estimés pour l'ensemble des salariés, le terme $\hat{\beta}_{nor}(\overline{X_f} - \overline{X_{inf}})$ désigne la part expliquée de l'écart

par les différences des caractéristiques individuelles, représente l'avantage des salariés formels et correspond au gain de rendement des caractéristiques des travailleurs formels par rapport à la norme alors que le terme $\overline{X_f}(\hat{\beta}_f - \hat{\beta}_{\text{nor}})$ représente le désavantage des travailleurs informels et présente le déficit du rendement des caractéristiques de ces travailleurs par rapport à la norme. A ces deux derniers termes, s'ajoute l'écart due au salaire autonome ($\hat{\beta}_{0f} - \hat{\beta}_{0\text{inf}}$) et présentent l'écart de salaire inexpliqué par les caractéristiques et les dotations des travailleurs est peut-être attribué à la discrimination et la pénalisation des travailleurs informels.

La décomposition selon Ñopo (2008)

Une deuxième méthode de décomposition de l'écart salarial discutée dans la littérature est celle de l'appariement développé par Ñopo (2008) et qui repose sur une approche non paramétrique s'inspirant des travaux sur l'évaluation d'impact des programmes et politiques. En effet, cette méthode limite la comparaison des deux échantillons dans le support commun qui inclue des groupes qui ont les mêmes caractéristiques observables. Cette spécificité vient corriger celle de la décomposition d'Oaxaca-Blinder qui repose sur une régression linéaire des gains pour l'ensemble des deux groupes analysés ce qui suppose implicitement que les estimateurs linéaires des équations de gains sont également valables hors support des caractéristiques pour lesquelles ils ont été estimé. De plus, les estimations des équations de gain peuvent présenter des erreurs qui peuvent être induits par les biais de sélection potentiels.

L'analyse dans le support commun est inspirée de la méthode d'appariement selon le score de propension utilisé largement dans la littérature sur l'évaluation d'impact. La différence entre ces deux approches est l'utilisation de l'appariement sur les caractéristiques au lieu des scores de propension. Nous adoptons cette approche pour résoudre le problème des différences entre les segments dans le support et fournir des informations sur la distribution des différences de salaires qui restent inexpliquées par les caractéristiques des individus après la décomposition. L'approche proposée consiste à considérer la variable du segment comme le traitement et à utiliser l'appariement pour construire les sous-échantillons des travailleurs formel et informel de telle sorte qu'il n'y ait pas de différences dans les caractéristiques observables entre les groupes appariés.

Soit W le salaire horaire (mensuel) des travailleurs des deux segments, formel et informel, X le vecteur des caractéristiques individuelles et contextuelles. Et soit $F^F(\cdot)$ et $F^I(\cdot)$ les distributions cumulatives conditionnelles de ces caractéristiques selon le segment formel ou informel respectivement et $dF^F(\cdot)$ et $dF^I(\cdot)$ désignent les mesures de probabilité correspondantes. Supposons que $E[WF, X] = g^F(X)$ et $E[WI, X] = g^I(X)$ la valeur attendue des gains des travailleurs du secteur formel et informel respectivement, sachant les caractéristiques individuelles et contextuelles X . Finalement, soit S^F et S^I le support des distributions de ces caractéristiques individuelles pour les travailleurs formels et informels respectivement. En utilisant

ces définitions, l'écart de salaire Δ entre les deux segments est formulé comme suit :

$$\Delta \equiv E[WF, X] - E[WI, X] \quad (5.10)$$

En prenant en compte les supports des distributions, l'écart peut être reformulé comme suit :

$$\Delta = \int_{S^F} g^F(x) dF^F(x) - \int_{S^I} g^I(x) dF^I(x) \quad (5.11)$$

Étant donné que les supports des distributions des caractéristiques des deux segments sont différents, chaque élément (côté droit de l'équation 5.11) de l'écart sera subdivisé en deux composantes, une part de l'intersection des deux supports qui constitue le support commun $S^F \cap S^I$ et une autre hors support commun $(\overline{S^F} \cap S^I)$ et $(S^F \cap \overline{S^I})$ tel que :

$$\begin{aligned} \Delta = & \left[\int_{S^F \cap \overline{S^I}} g^F(x) dF^F(x) + \int_{S^F \cap S^I} g^F(x) dF^F(x) \right] \\ & - \left[\int_{S^F \cap S^I} g^I(x) dF^I(x) + \int_{\overline{S^F} \cap S^I} g^I(x) dF^I(x) \right] \end{aligned} \quad (5.12)$$

Après des réarrangements, l'équation du gap salarial peut être exprimée par quatre composantes suivantes :

$$\Delta = \Delta_F + \Delta_I + \Delta_X + \Delta_O \quad (5.13)$$

Où

Δ_F (Δ_I) désigne la part de l'écart expliqué par les différences entre deux groupes formels (informel), le premier dispose des caractéristiques qui peuvent être appariés aux ceux du groupe informel (formel) et le deuxième ne peut pas être apparié. Cette partie de l'écart peut s'annuler s'il n'existe pas des travailleurs formels (informel) dont la combinaison des caractéristiques n'est pas appariée à celle de l'informel (formel) ou si ces individus sont rémunérés, en moyenne, comme les travailleurs formels (informel) appariés.

Δ_X indique la partie de l'écart salarial attribuée à la différence dans la distribution des caractéristiques des deux segments sur le support commun. Et finalement Δ_O désigne la partie inexpliquée de l'écart salarial attribuée principalement aux caractéristiques inobservables qui peuvent expliquer le gain ou à la segmentation du marché. Cette partie est calculé également dans le support commun.

Les trois premiers éléments de l'écart salarial correspondent à la partie expliquée par les variables observables prises en compte dans le processus d'appariement, et le quatrième élément correspond à la part inexpliquée due aux variables inobservables dans les deux segments.

La section suivante explore les données utilisées pour répondre à l'objectif de ce chapitre et analyse les différences entre les segments pour certaines caractéristiques observables considérées.

III Données et faits stylisés

Afin d'analyser les disparités de revenus entre les travailleurs formels et informels ainsi que les variables explicatives de ces inégalités, nous procédons à une estimation de l'équation de gain de Mincer, corrigée d'un double biais de sélection. Par la suite, nous effectuons une décomposition paramétrique (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973) ainsi qu'une décomposition non paramétrique (Ñopo, 2008) des écarts constatés. Cette estimation repose sur les données de l'enquête nationale sur l'emploi de 2011, où la variable "Salaire" est reportée pour un échantillon de 24961 individus âgés de 15 ans et plus, représentant près de trois millions et demi de salariés.

Pour définir le travail informel, nous caractérisons le travail formel en fonction de la disposition d'une couverture sociale ou de l'affiliation à une organisme de sécurité sociale. En adoptant cette définition, près de 31,4 % des salariés sont affiliés à un organisme de sécurité sociale, soit 1,08 million de salariés sont formels, tandis que 68,6% ne le sont pas, soit 2,37 millions de salariés informels. Le Tableau 5.1 présente les statistiques descriptives de l'ensemble de l'échantillon et de chaque segment des salariés séparément.

Les particularités des deux segments du marché du travail révèlent une différence significative, témoignant ainsi de sa dualité. La distribution géographique, les compétences requises, la régularité de l'emploi ainsi que le secteur d'activité dénotent de telles différences. En effet, le travail salarié prédomine dans les zones urbaines par rapport aux zones rurales, toutefois, la proportion de salariés travaillant dans le segment informel dans ces régions atteint près de 40 %, tandis qu'elle ne dépasse pas les 13 % pour les salariés du segment formel.

La participation des femmes sur le marché du travail en tant que salariées demeure significativement limitée, tant globalement que dans les deux segments spécifiques. Le taux de féminisation est évalué à 19,6 % pour l'ensemble des salariés, atteignant 26 % dans le segment formel et 16 % dans le segment informel. De même, la tranche d'âge des 15 à 24 ans ne représente que 16 % de l'ensemble des salariés, avec une présence encore plus réduite dans le secteur formel, ne dépassant pas 5 %, contrairement au segment informel où cette catégorie représente 22,6 %. Ces chiffres suggèrent que les nouveaux demandeurs d'emploi tendent à se tourner vers le secteur informel, ce qui témoigne des difficultés rencontrées pour accéder à un emploi formel à un jeune âge. En effet, le secteur formel est majoritairement composé de personnes âgées de 35 ans et plus, traduisant une tendance à rechercher une stabilité professionnelle au fur et à mesure que l'âge avance. En ce qui concerne le niveau d'éducation, les travailleurs sans diplôme représentent 67 % des travailleurs informels, tandis que leur proportion est moins élevée dans le secteur formel, ne dépassant pas 28 %. En revanche, les travailleurs ayant un diplôme supérieur ne constituent que 2,7 % des travailleurs informels, mais représentent un tiers des employés du secteur formel.

TABLE 5.1 : Statistiques descriptives des données de l'ENE 2011

Variable	Ensemble	Salariés Formels	Salariés Informels
Milieu			
Urbain	69.3	86.6	61.3
Rural	30.7	13.4	38.7
Genre			
Hommes	80.4	73.8	83.4
Femmes	19.6	26.2	16.6
Classe d'âge			
[15, 24]	16.8	4.6	22.4
[24,35]	35.2	30.1	37.4
[35, et plus]	48.0	65.3	40.2
Diplôme			
Sans diplôme	54.3	27.08	66.8
Fondamentale	25.3	24.2	25.8
Secondaire	2.9	5.7	1.6
Supérieure	12.4	33.5	2.7
Formation Professionnelle	5.02	9.5	2.9
Secteur d'activité			
Public	17.5	50.7	1.7
Privé	69.3	46.9	79.9
Agricole	13.2	2.4	18.3
Régularité du travail			
Perm. À temps plein	83.5	99.5	76.2
Perm. À temps partiel	1.4	0.3	1.8
Occasionnel	14.1	0.1	20.5
Saisonnier	1.0	0.1	1.5
Branche d'activité			
Agri. Et pêche	14.8	5,2	19,2
Industrie	14.3	18.1	12.6
BTP	20.9	4.1	28.6
Services	50.0	72.6	39.6
Nbre d' obs.	3,449,547	1,080,450	2,369,097

Source : Calcul auteur, Données HCP

La répartition des travailleurs selon leur secteur d'activité met en évidence une concentration significative des travailleurs informels dans les secteurs privé et agricole, tandis que près de la moitié des travailleurs formels occupent des postes dans le secteur public, avec une présence marginale dans le secteur agricole (2,4 %). En ce qui concerne les branches d'activité, le travail informel se concentre principalement dans les activités agricoles, suivies des services et du secteur de la construction, tandis que les travailleurs formels sont davantage présents dans les secteurs des services et de l'industrie. Pour la stabilité de l'emploi, le travail informel se caractérise essentiellement par des emplois permanents à temps plein et des emplois occasionnels, tandis que l'emploi formel est quasiment exclusivement représenté par des emplois permanents à temps plein, totalisant 99,5 % de l'ensemble des emplois salariés formels.

L'analyse par branche d'activité permet de mettre en lumière les particularités de l'emploi à un niveau détaillé. Les différences entre les structures productives et les spécificités propres à chaque branche dissimulent une grande hétérogénéité de l'emploi. Il est clair que le travail informel est très présent dans les activités agricoles, représentant 89% de l'emploi dans ce secteur et concentré en grande partie dans les zones rurales (77,8%). Les secteurs de la construction et du commerce présentent également des proportions importantes d'emplois informels, du fait de leur nature peu complexe et ne nécessitant pas un haut niveau de qualification. Les

TABLE 5.2 : Distribution des salariés par branche d'activité

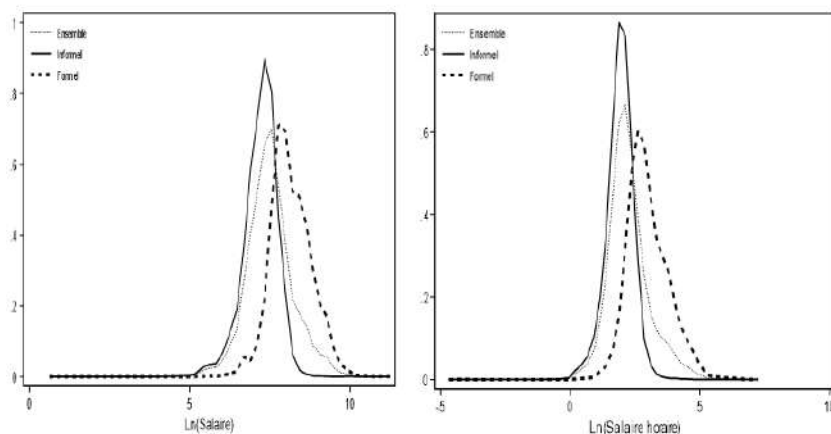
Variables	Agricultur e et pêche	Industrie	BTP	Commerce	Autre services
Segment					
Formel	10,9	39,7	6,1	17	38,9
Informel	89,1	60,3	93,9	83	61,1
Diplôme					
Sans	82,05	53,1	69,9	44,3	43,7
Fondamental	15,98	31,7	25,8	37,6	23,7
Secondaire	0,5	2,3	0,8	4,6	3,7
Supérieur	0,74	7	1,6	8,1	24,7
Formation professionnelle	0,73	5,9	1,9	5,4	4,2
Classe d'âge					
[15 ; 24]	24,4	21,8	22	29,7	9,1
]24,35]	34,2	42,9	36,8	41,2	33,2
]35 ; et +[	41,4	35,2	41,2	29,1	57,7
Genre					
Hommes	85,8	71,5	99,4	86,2	81,7
Femmes	14,2	28,5	0,6	13,8	18,3
Milieu					
Rural	77,8	16,6	43,9	16,6	14,6
Urbain	22,2	83,4	56,1	83,4	85,4
Régularité du travail					
Perm. À plein temps	63,3	95,4	59,2	98,1	95
Perm. À temp partiel	1,3	3,3	0,9	0,3	1,3
Occasionnel	29,5	1,3	39,8	1,6	3,2
Saisonnier	5,9	0,02	0,2	0,03	0,5

Source : Calcul auteur, Données HCP

secteurs de l'industrie et des services, en revanche, ont une proportion moindre d'emplois informels. Ces secteurs qui comprennent des sous-branches à moyen et haute technologie exigent un certain niveau de qualification, et le pourcentage le plus élevé de travailleurs ayant un diplôme supérieur est observé dans les autres services hors administration publique (24%) et dans l'industrie (7%). Ainsi, la disparité salariale entre les deux segments demeure significative, tant au niveau horaire que mensuel. En moyenne, les travailleurs informels perçoivent une rémunération nettement inférieure à celle de leurs homologues formels (voir Figure 5.1). Les deux mesures de gain présentent une distribution presque similaire, témoignant de la pénalisation subie par les travailleurs informels, que ce soit en termes de salaire horaire ou de revenus mensuels. Néanmoins, les salariés informels travaillent nettement plus d'heures que les salariés formels, avec une différence moyenne de 27 heures de travail par mois (voir Figure 5.2). Cette donnée indique que le nombre d'heures travaillées dans le secteur informel ne compense pas l'écart de salaire horaire entre les deux segments.

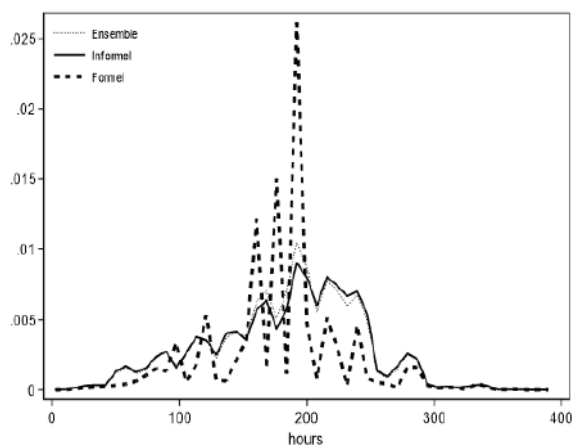
Au niveau agrégé, les salaires mensuels et horaires présentent un écart salarial similaire par rapport à la moyenne des deux segments. Le secteur formel bénéficie d'une rémunération supérieure de 90,6 % à la moyenne, tandis que le secteur informel est défavorisé de 31,5 %. Au niveau sectoriel, on observe un faible écart de salaire horaire dans les secteurs de l'agriculture, du BTP et du commerce, étant

FIGURE 5.1 – Distribution du logarithme du gain mensuel et horaire dans les deux segments de l'emploi



Source : ENE 2011

FIGURE 5.2 – Distribution du nombre d'heures travaillées dans les deux segments de l'emploi



Source : ENE 2011

donné que la prédominance des salaires du segment informel tire la moyenne vers le bas. En revanche, dans l'industrie et les autres services, cette différence s'accroît pour atteindre respectivement 34 % et 60 % (voir Tableau 5.3).

TABLE 5.3 : Écart de salaire mensuel et horaire et la différence de nombre d'heure de travail par mois entre les segments

	Salaire Mensuel		Salaire Horaire		Nbre d'heures
	Formel	Informel	Formel	Informel	Infor-For
Agriculture	58,2	-7,6	51,4	-6,7	-11,4
Industrie	47,7	-32,2	50,9	-34,5	9,6
BTP	80,8	-5,5	81,3	-5,6	1,1
Commerce	78,2	-16,8	88,7	-18,9	13,9
Autres services	70,0	-45,2	97,6	-60,2	48,8
Total	90,6	-31,5	90,6	-31,5	26,6

Note : les différences de salaires sont calculées par rapport à la moyenne de la branche.

Source : Calcul auteur, Données HCP

Cependant, utiliser la moyenne pour mesurer les écarts de salaire dissimule l'hétérogénéité des rémunérations au sein des différents segments, ainsi qu'entre eux. Pour mieux appréhender cette diversité de gains, il convient de se pencher sur la répartition des revenus mensuels ou horaires des travailleurs selon les quantiles. L'analyse de ces chiffres révèle un avantage salarial significatif pour les salariés formels par rapport à l'ensemble des travailleurs. Cet avantage s'étend de 126,7% dans le premier décile à 112% dans le neuvième décile. Cependant, il est intéressant de noter que les salariés informels subissent des désavantages plus marqués dans les hauts salaires que dans les bas salaires. Leur désavantage commence à 6,7% dans le premier décile et s'accroît jusqu'à atteindre 37% dans le neuvième décile. Ainsi, la simple utilisation de la moyenne ne suffit pas à saisir pleinement la réalité complexe des écarts salariaux, et l'analyse de la répartition selon les quantiles permet de mieux comprendre les disparités existantes.

TABLE 5.4 : Distribution des gains mensuels par quantile et par segments

	Écart Formel	Écart Informel	Formels/ Informels
Sal. mensuel Moyen en DH	90,9	-30,4	2,8
1 ^{er} décile	126,7	-6,7	2,5
1 ^{er} quartile	95,2	-11,3	2,3
2 ^{ème} quartile	78,6	-14,3	2,2
3 ^{ème} quartile	108,3	-18,8	2,5
9 ^{ème} décile	112,5	-37,5	3,2
Ecart interquartile	2,3	2,0	
Ecart Interdécile	5,0	3,6	
N. Observation	785603	2346208	

Source : Calcul auteur, Données HCP

Lorsqu'on examine les salaires des deux catégories de travailleurs tout au long de la distribution, il est observé que les salariés formels les moins rémunérés, soit les 10 % représentés par le premier décile, perçoivent une rémunération plus de deux fois supérieure à celle des salariés informels. En revanche, dans la partie supérieure de la distribution (le 9^{ème} décile), les salariés formels gagnent plus de trois fois le salaire des informels. Toutefois, au sein du même groupe, les écarts interquartile et

interdécile sont plus importants chez les salariés formels que chez les informels. En effet, les 10 % des salariés formels les mieux rémunérés gagnent cinq fois le salaire des travailleurs situés au 1er décile, tandis que les salariés informels les mieux rémunérés ne perçoivent que 3,5 fois celui des moins rémunérés.

IV Discussion des résultats

Dans ce qui suit, nous présentons les résultats de notre étude. Tout d'abord, nous analysons les résultats de l'estimation du modèle probit bivarié de sélection et ses effets marginaux. Nous discuterons ensuite les résultats de l'estimation de l'équation de gain de Mincer ainsi que l'écart salarial entre travailleurs formels et informels qui se manifeste, et finalement nous procédons à l'analyse de cet écart selon la décomposition d'Oaxaca-Blinder (1973) et celle de Ñopo (2008).

Les déterminants de la participation au marché du travail

Le Tableau 5.5 rapporte les résultats de l'estimation du modèle probit bivarié et fait ressortir plusieurs constats. Premièrement, le coefficient de corrélation entre les résidus des deux équations est non nul et significatif, ce qui implique que la probabilité d'être actif occupé et la probabilité d'être salarié sont déterminées, potentiellement, simultanément. La significativité de cette corrélation confirme la pertinence du choix d'utiliser l'estimation du modèle probit bivarié pour contrôler le biais de sélection dans le modèle de Gain. Deuxièmement, au niveau des variables explicatifs, tous les coefficients sont significatifs dans les deux modèles estimés. Le premier est relatif à la participation au marché du travail au sens large qui détermine la probabilité d'être actif occupé et le deuxième relatif à la participation au sens strict qui détermine la probabilité d'être salarié. De plus, l'estimation des effets marginaux combinés révèle des résultats intuitifs. En effet, le niveau d'éducation rapproché par le diplôme obtenu a un effet différencié sur la probabilité d'être actif occupé avec un emploi salarié. Comparativement à un individu sans diplôme, avoir un diplôme des études supérieures ou de formation professionnelle augmente la probabilité d'être actif occupé avec un emploi salarié de 11 % et 4 % respectivement, par contre avoir un diplôme des études fondamentale et secondaire diminuent cette probabilité de 4 % et 3.8 % respectivement.

En termes de statut familial, le fait d'être chef de ménage ou marié augmente la probabilité d'être actif occupé salarié de 9,4 % et 1,5 % respectivement. En effet, les responsabilités et les charges familiales poussent les individus à offrir leur force de travail en échange d'un revenu par rapport aux célibataires, divorcés, veufs ou un membre du ménage autre que le chef. Par ailleurs, le sexe reste également un déterminant important de la participation au marché du travail et de la situation dans l'emploi. Conformément aux faits stylisés du marché du travail marocain, les femmes sont moins susceptibles d'être actif occupé avec un emploi salarié (-14 %) ³ par rapport aux hommes.

3. Selon le HCP en 2021, plus qu'un tiers des femmes actives occupées sont des « Aides Familiales », soit 1.3 millions de femmes qui exercent des activités économiques non rémunérées.

Le lieu de résidence affecte différemment la participation et le statut de l'emploi. Le fait de vivre dans une zone urbaine a un effet négatif sur la participation au marché du travail au sens large, mais un effet positif sur la probabilité d'avoir un emploi salarié. L'effet combiné consiste en un impact positif et significatif du milieu urbain sur la probabilité conjointe de participation et de statut d'emploi. Par rapport aux individus résidant dans les zones rurales, les personnes vivant dans les zones urbaines ont 5,7% de chances supplémentaires d'être actif occupé avec un emploi salarié.

TABLE 5.5 : Déterminants de la participation au marché du travail

	Écart Formel	Écart Informel	Formels/ Informels
Sal. mensuel Moyen en			
DH	90,9	-30,4	2,8
1 ^{er} décile	126,7	-6,7	2,5
1 ^{er} quartile	95,2	-11,3	2,3
2 ^{ème} quartile	78,6	-14,3	2,2
3 ^{ème} quartile	108,3	-18,8	2,5
9 ^{ème} décile	112,5	-37,5	3,2
Ecart interquartile	2,3	2,0	
Ecart Interdécile	5,0	3,6	
N. Observation	785603	2346208	

Source : Calcul auteur, Données HCP

Les déterminants de la fonction de Gain

Les Tableaux 5.6 et 5.7 présentent les résultats de l'estimation de la fonction de gain de Mincer selon trois spécifications pour le salaire horaire et mensuel. La première correspond au modèle de base augmenté du segment de l'emploi (Modèle-1), la deuxième spécification consiste à estimer le modèle de base augmenté par les variables relatives aux caractéristiques individuelles des salariés (sexe, milieu de résidence, situation familiale) (Modèle-2) et la troisième spécification repose sur le modèle-2 augmenté des variables liées au contexte et aux caractéristiques de l'emploi (Régularité dans l'emploi, secteur d'emploi et la branche d'activité). Les trois modèles sont estimés pour l'ensemble de l'échantillon des salariés.

La significativité globale du modèle est satisfaite et tous les coefficients sont significatifs au niveau de 1 % dans les trois modèles. De plus, le terme de sélection (Inverse du Ratio de Mills) est significatif au niveau de 1 %, ce qui confirme la présence de l'effet de sélection et justifie le traitement de ce biais dans le processus d'estimation. Le coefficient d'ajustement R-carré reste significatif est important ce qui implique un pouvoir explicatif important des variables introduites dans le modèle.

La spécification de base augmentée du segment de l'emploi révèle une importante disparité salariale mensuelle en faveur des travailleurs formels, selon l'estimation du modèle de gains de Mincer. En effet, les travailleurs bénéficiant d'une couverture médicale perçoivent en moyenne une rémunération supérieure

de 75 %⁴ par rapport aux travailleurs informels. Cependant, l'introduction des caractéristiques individuelles et contextuelles des employés permet de réduire cet écart de 25 points de pourcentage, soit 49,7 % en défaveur du segment informel. Toutefois, cet écart peut être biaisé par l'effet du nombre d'heures travaillées, étant donné que les travailleurs du segment informel travaillent en moyenne 27 heures de plus que leurs homologues formels (voir Tableau 5.3).

L'estimation de l'équation de gains de Mincer pour la spécification des gains horaires met en évidence un écart de salaire horaire plus important, évalué à 86,8 % dans le modèle de base et à 55,7 % lorsque les variables individuelles des employés et du contexte de l'emploi sont prises en compte. La présence et l'ampleur de ces écarts salariaux confirment l'existence d'une segmentation du marché du travail marocain, avec un clivage net entre le segment formel et informel (voir Tableau 5.6).

TABLE 5.6 : Écart salarial entre les travailleurs formels et informels en %

		Modèle de base augmenté du segment de l'emploi	Modèle Augmenté des variables individuelles	Modèle Augmenté des variables individuelles et contextuelles
Écart formel/infor mel	Sal Horaire	86,8	79,7	55,7
	Sal. Mensuel	75,1	67,7	49,8
Note : les valeurs dans ce tableau sont issues des régressions des équations de gain de Mincer avec la transformation suivante : $100 * (e^{\beta_1} - 1)$ ou β_1 est le coefficient lié au segment de l'emploi.				

Source : Calcul auteur, Données HCP

La comparaison des déterminants des gains mensuels et horaires fait apparaître le même schéma de résultats. Cette section se concentre toutefois sur l'examen des déterminants des salaires horaires afin de contrôler l'effet du volume d'heures travaillées. Les résultats sur les déterminants des salaires mensuels sont fournis en annexe à des fins de comparaison.

L'objectif principal de l'équation de gain de Mincer est de mesurer le rendement du capital humain. Dans la spécification présentée ici, ce rendement est approximé à l'aide du diplôme obtenu (utilisé comme approximation pour le nombre d'années d'études) et de l'expérience de l'individu (spécifiée comme le nombre d'année d'expérience depuis l'insertion sur le marché du travail). Les résultats de l'estimation pour le cas du Maroc mettent en évidence des gains importants liés au diplôme d'enseignement supérieur et secondaire. Toutefois, ce rendement est moins important pour les diplômes de la formation professionnelle et des études fondamentales.

En comparaison avec les salariés n'ayant aucun diplôme, ceux qui disposent d'un diplôme d'études supérieures ou secondaires gagnent en moyenne 109% et 59% de plus, respectivement. De plus, le gain horaire du salarié augmente à un

4. Selon la spécification semi-logarithmique du modèle de Mincer, on obtient l'écart salarial par la transformation : $100 * (e^{0.56} - 1)$

taux croissant en fonction de l'accumulation du capital humain. En moyenne, une année d'expérience se traduit par un rendement d'environ 3%. Cependant, ce rendement s'annule à un certain seuil, ce qui est reflété par le coefficient nul du terme quadratique de l'expérience professionnelle.

L'introduction des variables individuelles et contextuelles dans le modèle ne change pas les signes ou la significativité de la majorité des variables du modèle de base, mais modifie l'ampleur des rendements de ces variables sur le gain horaire. Les résultats sur les rendements des variables individuelles révèlent des constats importants. Premièrement, l'écart relatif au genre qui peut refléter la discrimination dans le marché du travail et qui est largement débattu dans la littérature est important au Maroc. En effet, selon cette estimation, l'écart de gain horaire s'élève à 32.5 % en défaveur des femmes. Toutefois, en contrôlant pour les variables contextuelles des salariés, cet écart se réduit à 18 %. Ce résultat est proche de ceux obtenus dans certaines études portant sur le cas du Maroc mais s'éloigne considérablement de ceux obtenus dans d'autres.

En utilisant l'ENE 2011, et moyennant l'équation de gain de Mincer estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires, Zaoujal & Outtaj (2020) montre que les femmes sont désavantagées à hauteur de 37 % par rapport à leur homologues hommes. D'un autre côté, et sur un échantillon de 21368 salariés âgées de 20 à 59 ans de la même base de données, Lazaar & Dasser (2022) estime l'équation de gain de Mincer corrigée du biais de sélection et augmentée des variables individuelles (genre, situation matrimoniale) et des variables liées au secteur d'emploi et à la catégorie socioprofessionnelle. Les résultats de ce travail montrent une pénalité salariale de 18.2 % en défaveur des femmes. Ces écarts allant de 18% à 37% selon la méthode utilisée et l'échantillon considéré, demeurent moins importants par rapport aux écarts observés avant les années 2000. Selon les données de l'ENNVM de 1998-1999, Soudi (2002) montre la présence d'un écart de salaire entre les hommes et les femmes de 58% dans la population salariée âgée de 15 à 50 ans.

Compte tenu du milieu de résidence, le coefficient γ associé devient significatif après l'ajout des variables contextuelles et montre que le salaire perçu dans le milieu urbain reste plus élevé que celui dans le milieu rural. En effet, le rendement d'un travail dans le milieu urbain est en moyenne 4% de plus que celui dans le rural. De même, la situation familiale d'un individu et son statut dans le ménage influencent le gain horaire. Les salariés mariés ou salariés chefs de ménages gagnent, en moyenne, 18.8 % et 6.7 % de plus respectivement.

Compte aux variables contextuelles, la régularité du travail, le secteur d'emploi et la branche d'activité impactent significativement le gain horaire du salarié. Comparativement à un salarié permanent à temps plein qui est considéré comme une forme décente de l'emploi, les travailleurs à temps partiel, occasionnel et saisonnier gagnent beaucoup moins. Avoir un travail occasionnel ou saisonnier réduit le gain horaire en moyenne de 7.4 % et 6.3 % respectivement, alors que le fait d'occuper un travail permanent à temps partiel baisse le gain horaire de près de 51 %. Ces

résultats soulignent que le travail occasionnel et saisonnier peut être mieux rémunéré qu'un travail permanent à temps partiel et souligne davantage le problème de sous-emploi.

L'allocation par secteur d'emploi influence les profits de gains, comparative-ment au secteur public dont l'emploi est stable et bien rémunéré, le travail dans le secteur privé ou agricole baisse le gain horaire du salarié par 46 %. De plus, la distribution par branche d'activité révèle des différences significatives. Étant donné que le secteur de référence est celui de l'agriculture et pêche dont les salaires sont faibles, le travail dans les autres secteurs de l'économie augmente le gain horaire des salariés avec des ampleurs différentes pour chaque secteur à l'exception du secteur du commerce dont le coefficient n'est pas significatif. En effet, l'industrie, le BTP et les autres services hors administration publique montrent des rendements positifs et importants où le travail dans ces trois secteurs augmente le gain horaire de 17 %, 20 % et 9.8 % respectivement.

Les déterminants de la fonction de Gain et écart salariale selon le segment

Pour étudier les différences de rendements des variables dans la fonction de gain entre les segments du marché du travail, nous estimons l'équation de gain de Mincer pour les salariés formels et informels séparément. Le Tableau 4.12 présente les résultats des estimations où la colonne 4 reporte celle des salariés formels et la colonne 5 celle des salariés informels.

Par rapport aux résultats pour l'ensemble de l'échantillon, les résultats de l'estimation pour les deux segments montrent des effets différenciés en termes de rendement. En effet, les faits stylisés pour les deux segments montrent une faible qualification des travailleurs dans le secteur informel par rapport au segment formel. Cette faible demande de qualifications élevées dans le segment informel se reflète dans ses rendements. Par rapport aux employés sans diplôme, le fait de posséder un diplôme de l'enseignement supérieur n'augmente les gains horaires que de 53 % dans le secteur informel, alors que ce rendement atteint 108 % dans le secteur formel. En revanche, le rendement de l'expérience est presque similaire dans les deux segments.

En outre, l'écart salarial estimé entre les hommes et les femmes pour l'ensemble des salariés est de 18 % en défaveur des femmes. Cet écart reflète une discrimination plus prononcée dans le secteur informel, où l'écart salarial atteint 20 %, par rapport aux travailleurs du secteur formel, dont l'écart salarial reste tout aussi important mais n'atteint que 14,8 %.

Par branche d'activité, les rendements dans le segment formel sont importants, plus particulièrement pour l'industrie et le BTP, où le travail dans ces deux secteurs augmente le salaire horaire de 31 % et 29 % respectivement par rapport au travail dans le secteur de l'agriculture et pêche. En revanche, les rendements de ces secteurs ne sont pas significatifs dans le segment informel à l'exception du secteur de la BTP et du commerce où le premier augmente le salaire horaire de 8 % et le

second le réduit par 13.7 % par rapport à celui de l'agriculture et de la pêche. Les résultats des estimations pour les salariés formels et informels séparément montrent des différences significatives en termes de rendement des variables individuelles et contextuelles. Les travailleurs du segment informel bénéficient de rendements plus faibles pour les qualifications élevées, l'avantage marital, le statut de chef de famille et le milieu urbain. De plus, les écarts salariaux entre hommes et femmes sont également plus prononcés dans le segment informel. Les rendements par branche d'activité sont importants pour l'industrie et le BTP dans le segment formel, mais pas dans le segment informel, à l'exception du BTP. En revanche le travail dans le commerce réduit davantage le gain horaire dans ce segment. Ces résultats attestent l'hétérogénéité entre les deux segments du marché du travail et soulignent les différents mécanismes de formulation des salaires dans les deux segments.

Les déterminants de la fonction de Gain selon la branche d'activité

La distribution de l'emploi dans les secteurs d'activités et la nature du travail demandé en termes de qualifications et de compétences requises, ainsi que la part de l'informalité dans la branche d'activité relèvent la question de l'écart salarial entre les segments formel et informel par branche d'activité. Le Tableau 5.7 présente les résultats de l'estimation de l'équation de gain de Mincer séparément pour la branche de l'agriculture et pêche, l'industrie, le bâtiment et travaux publics, le commerce et les autres services hors administration publique. Nous avons exclu l'administration étant donné que la quasi-totalité des travailleurs dans ce secteur sont formels.

TABLE 5.7 : Écart salarial horaire et mensuel par branche d'activité en %

	Agriculture et pêche	Industries	BTP	Commerce	Autres services
Écart formel/Informel					
Sal Horaire	29,6	58,4	49,6	64,2	55,9
Sal. Mensuel	32,7	50,5	47,8	58,4	47,8

Note : les valeurs dans ce tableau sont issues des régressions des équations de gain de Mincer pour chaque secteur d'activité avec la transformation suivante : $100 * (e^{\beta_1} - 1)$ ou β_1 est le coefficient lié au segment de l'emploi. Le secteur des « Administrations Publiques » est exclu du secteur « Autres Services ».

Source : Calcul auteur, Données HCP

Par secteur d'activité, la pénalité salariale pour le salaire horaire est plus élevée que celle du salaire mensuel, à l'exception du secteur de l'agriculture, où l'écart de salaire horaire est inférieur de 3 points de pourcentage de l'écart mensuel (29,6 % contre 32,7 %). Cette spécificité du secteur de l'agriculture est due au nombre d'heures travaillées qui est plus élevé pour les travailleurs formels, contrairement aux autres secteurs où les heures travaillées sont plus élevées pour les travailleurs informels que formels (voir Tableau 5.3).

La branche de l'agriculture et pêche montre l'écart de salaire le plus faible parmi les cinq secteurs analysés et qui est estimé à 29 % alors que le gap atteint 58 %

dans l'industrie, 49.6 % dans le BTP et 55.9 % dans les autres services. Cependant, le commerce affiche le gap le plus élevé évalué à 64.2 %. Le faible écart dans le secteur de l'agriculture est expliqué principalement par le niveau faible de la rémunération en niveau de la branche dans son ensemble comparativement aux autres secteurs de l'économie. L'analyse des déterminants du gain horaire par branche d'activité montre l'hétérogénéité des rendements en termes de significativité et d'ampleur. Au niveau du capital humain, l'expérience professionnelle de l'individu est rentable dans toutes les branches d'activités avec un rendement relativement faible dans le secteur de l'agriculture. Pourtant, le rendement de l'éducation, plus précisément, le rendement du diplôme des études supérieures est relativement plus important dans le secteur « Autres services hors administration publique », suivi du secteur de l'agriculture.

L'introduction de la variable genre dans les estimations sectorielles, nous permet d'analyser le gap salarial au sein de chaque secteur considéré. En fait, l'agriculture et le commerce présentent les écarts les plus élevés en défaveur des femmes qui atteignent près de 33.8% et 31.6% respectivement, alors qu'il est moins important dans le secteur de l'industrie et des autres services (21.4% et 24.4% respectivement). Cependant, cet écart devient positif au niveau du secteur du BTP où les femmes gagnent en moyenne 35% de plus que les hommes. Cet avantage de rémunération est dû au nombre très faibles des femmes dans ce secteur et la nature de leur travail où elles occupent majoritairement des postes de responsabilité et de haute qualification.

Les autres variables individuelles ont également des effets différenciés selon le secteur d'activité. Le fait d'être chef de ménage augmente le salaire horaire dans les quatre secteurs autres que le BTP où cette modalité joue au détriment du gain. De sa part, l'impact du milieu urbain est différent pour chaque secteur, il n'est pas significatif dans le secteur agricole et industriel, réduit le gain dans le secteur du commerce et l'augmente dans le secteur du BTP et des autres services hors Administrations publiques.

Compte à la régularité dans le travail, le travail permanent à temps partiel se montre le plus pénalisé dans l'ensemble des secteurs. Alors que l'allocation du travail par secteur d'emploi, et comme les résultats de l'échantillon rassemblé, le travail dans le secteur privé reste désavantagé par rapport au travail dans le secteur public et ce dans tous les secteurs d'activités.

La décomposition du gap salarial

À l'instar des travaux sur les pays en développement traitant la question de l'écart salarial entre le segment formel et informel du marché du travail, les résultats pour le cas du Maroc montrent une pénalité du salaire mensuel du segment informel de 49.7 % au niveau de l'économie totale et qui varie entre 32 % à 58 % au niveau sectoriel. En neutralisant l'effet du nombre d'heures travaillées, cet écart demeure aussi important estimé à 55 % au niveau agrégé et une pénalité comprise

entre 29 % et 64 % au niveau sectoriel.

De même, l'étude des déterminants des gains mensuels et horaires fait apparaître que les caractéristiques individuelles et contextuelles affectent différemment les gains salariaux des travailleurs informels et formels. Cependant, les gains peuvent également être influencés par une valorisation inégale des dotations individuelles selon le segment de marché dans lequel le salarié travaille, ce qui peut élargir l'écart et le différentiel de salaire. Afin de distinguer ce qui est attribuable aux caractéristiques individuelles et contextuelles du salarié et ce qui est dû à la segmentation du marché, nous procédons dans un premier lieu à la décomposition paramétrique de cet écart salarial par la méthode Oaxaca-Blinder (1973) et ensuite à la décomposition non paramétrique selon Ñopo (2008).

La décomposition selon Oaxaca-Blinder (1973)

Le Tableau 5.8 présente la décomposition de salaire mensuel et horaire pour les trois spécifications du modèle discutées en haut. La considération des trois modèles nous permettra de déterminer le pouvoir explicatifs des variables individuelles et contextuelles introduites. En comparant la décomposition de l'écart de salaire horaire et mensuel, nous trouvons le même schéma de résultats. Autrement, les parts expliqués et inexpliqués des deux écarts sont relativement identiques. Il est à noter que la norme non discriminante adoptée est les rendements estimés d'une équation de gain pour l'ensemble des salariés.

TABLE 5.8 : Décomposition du gain de salaire mensuel et horaire

	Écart de gain Mensuel			Écart de gain Horaire		
	Mod-1	Mod-2	Mod-3	Mod-1	Mod-2	Mod-3
Segment Formel	8.142	8.142	8.145	2.996	2.996	2.998
Segment Informel	7.199	7.199	7.208	1.913	1.913	1.917
Écart salarial (R)	0,944	0,944	0,937	1,083	1,083	1,082
Due aux dotations (E)	0,209	0,248	0,255	0,223	0,253	0,375
Due aux coefficients (C)	0,511	0,442	0,214	0,542	0,467	0,227
Due à l'interaction (CE)	0,223	0,253	0,468	0,317	0,363	0,48
Inexpliqué $U=(C+(1-D)*CE)$	0,416	0,373	0,228	0,473	0,431	0,245
% (U/R)	(44,1)	(39,5)	(24,3)	(43,7)	(39,8)	(22,7)
Expliqué $V=(E+D*CE)$	0,527	0,571	0,709	0,61	0,652	0,837
% (V/R)	(55,9)	(60,5)	(75,7)	(56,3)	(60,2)	(77,3)

Note : La décomposition suppose comme norme non discriminante les rendements estimés d'une équation de gain pour l'ensemble des salariés (D).
Les chiffres en gras désignent le pourcentage inexpliqué et expliqué de l'écart salarial.

Source : Calcul auteur, Données HCP

Premièrement, la décomposition OB révèle un écart de salaire mensuel de 0.937 et du salaire horaire de 1.08 entre les deux segments, et selon le modèle de base, les variables du capital humain, qui reflètent la productivité du salarié, expliquent près de 56 % de cet écart. L'introduction des variables socio-démographiques augmente cette part à 60 % alors qu'elle atteint 77.3 % après l'addition des variables du contexte de l'emploi, à savoir, la régularité de travail, le secteur de l'emploi et la branche d'activité. L'augmentation de la part expliquée de 4 points de pourcentage après l'ajout des variables individuelles et de 17 points de pourcentage après

l'introduction des variables contextuelles montre l'importance des variables liées à l'emploi dans l'explication du salaire et de l'écart entre les deux segments par rapport à celle individuelles et que la part expliquée de l'écart de salaire par les variables retenues augmente avec l'hétérogénéité des travailleurs.

La part expliquée par les variables observables liés au travailleur ou au contexte de l'emploi suppose que si les travailleurs dans le segment informel disposent des mêmes caractéristiques de ceux du segment formel, leur salaire horaire et mensuel aurait augmenté de 19 %⁵ et 3.5 % respectivement.

En outre, selon la dernière spécification (modèle 3), il ressort que près de 22.7% de l'écart salarial reste inexpliquée et peut être attribué au segment de l'emploi. Autrement, si la rémunération est effectuée en fonction des caractéristiques observables i.e. absence de segmentation du marché ou en cas de similitude des variables inobservables, La rémunération horaire et mensuelle des travailleurs dans le segment informel se serait améliorée de 30% et 9% respectivement. S'agissant de

TABLE 5.9 : Contribution des variables à la part expliquée de l'écart salarial mensuel et horaire

	Salaire mensuel			Salaire horaire		
	Mode-Base	Mode- Indiv	Mode-Contex	Mode-Base	Mode-Indiv	Mode-Contex
Fondamental	-0,005	-0,002	-0,003	-0,003	-0,001	-0,002
Secondaire	0,032	0,023	0,018	0,036	0,026	0,02
Supérieur	0,408	0,41	0,303	0,478	0,48	0,344
For. Profess	0,043	0,039	0,024	0,044	0,041	0,023
Expérience	0,082	0,053	0,049	0,089	0,057	0,048
Expérience2	-0,027	-0,02	-0,019	-0,029	-0,022	-0,019
Femme		-0,051	-0,042		-0,042	-0,028
Urbain		0,027	0,022		0,012	0,017
Marié		0,052	0,039		0,055	0,037
Chef de ménage		0,03	0,018		0,03	0,015
P. Temp partiel			0,012			0,008
Occasionnel			0,045			0,025
Saisonnier			0,002			0,001
S. Privé			0,143			0,225
S. Agricol			0,09			0,123
Industrie			0,003			0,004
BTP			-0,001			-0,012
Commerce			0,007			0,009
Autres services			-0,011			-0,01
Inver_mills	-0,006	0,013	0,01	-0,004	0,015	0,009
Total	0,527	0,571	0,709	0,61	0,652	0,837

Source : Calcul auteur, Données HCP

la contribution des variables dans la part expliquée de l'écart salarial, le Tableau 5.9 présente la contribution des variables considérées dans la décomposition à l'écart expliqué dans les trois spécifications du modèle pour le salaire horaire et mensuel. À partir de ce tableau, il ressort que le niveau d'éducation et le secteur de

5. Pour le segment informel ((Salaire horaire + la part de l'écart due aux dotations) / le salaire horaire) - 1

l'emploi explique plus de 80% de la part de l'écart justifié entre les travailleurs des deux segments, à ces variables s'ajoute la régularité de l'emploi qui contribue de 4.1%, ce qui implique que les conditions de travail jouent un rôle déterminant de la différence de rémunérations des travailleurs. Quant aux variables démographiques, le statut dans le ménage, et la situation familial ainsi que le milieu de résidence contribue de 8% à la part expliquée de l'écart. Cependant, la variable genre tend à réduire l'écart entre les segments avec une contribution négative de -3% à la part expliquée de l'écart salarial.

Au niveau sectoriel, la part inexpliquée de l'écart salarial horaire demeure importante dans la majorité des secteurs de l'économie. En effet, les variables observables relatives aux niveaux de qualification, l'âge, l'expérience et même les variables liées au contexte de l'emploi n'expliquent qu'une part de l'écart salarial laissant une part importante attribué aux variables inobservables dont notamment la segmentation du marché. En effet, le travail informel dans le secteur du BTP est pénalisé et 63.2 % de cette pénalité revient au segment de l'emploi. De même, cette segmentation explique près de 50 % de la pénalité salarial dans les secteurs du commerce, de l'industrie et de l'agriculture. L'exception est enregistrée dans le secteur des autres services qui montre une part réduite attribuable à la segmentation et près de 80 % de la pénalité salarial est expliqué par les caractéristiques du travailleur et le contexte de l'emploi dans le secteur.

TABLE 5.10 : Décomposition de l'écart du salaire horaire selon OB par branche d'activité

	Agri. Et pêche	Industrie	BTP	Commer ce	Autres Services
Écart salarial (R)	0.415	0.841	0.610	0.797	1.202
Inexpliquée $U=(C+(1-D)*CE)$:	0.197	0.424	0.386	0.420	0.231
% (U/R) :	(47.5)	(50.4)	(63.2)	(52.7)	(19.2)
Expliquée $V=(E+D*CE)$:	0.218	0.417	0.225	0.377	0.971
% (V/R) :	(52.5)	(49.6)	(36.8)	(47.3)	(80.8)

Source : Calcul auteur, Données HCP

La décomposition selon Ñopo (2008)

À la différence de la décomposition paramétrique OB qui repose sur une régression linéaire de l'équation de gain de Mincer et distingue entre les parts expliquées et inexpliquées de l'écart salarial, la méthode non paramétrique d'appariement permet de décomposer la part expliquée en trois composantes, et compare les travailleurs des deux segments qui ont des caractéristiques observables similaires et qui appartient à un support commun. Dans cette étude, l'appariement est basé sur les mêmes variables considérées dans l'estimation de l'équation de gain de Mincer et dans la décomposition paramétrique d'Oaxaca-Blinder à savoir : le diplôme, l'expérience, l'expérience au carré, le sexe, le milieu, la situation matrimoniale, le statut dans le ménage, la régularité dans le travail, le secteur de l'emploi et la

branche d'activité. Sur la base de ces variables, la méthode d'appariement fait ressortir également un écart de salaire en défaveur du segment informel de 0.131 pour le salaire mensuel et 0.566 pour le salaire horaire (voir Tableau 5.11).

TABLE 5.11 : Décomposition de l'écart du salaire horaire selon OB par branche d'activité

	Salaire Mensuel			Salaire Horaire		
	Mode-Base	Mode-Indiv	Mode-Contex	Mode-Base	Mode- Indiv	Mode-Contex
Delta. Écart salarial	0,131	0,131	0,131	0,566	0,566	0,566
Delta_0 (Inexpliqué)	0,070	0,066	0,061	0,291	0,269	0,256
% Delta_0	53,5	50,4	46,7	51,4	47,6	45,3
Delta_F	0,001	0,007	0,031	0,003	0,042	0,163
Delta_Inf	0,000	0,003	0,012	0,000	0,008	0,030
Delta_X	0,060	0,055	0,027	0,271	0,246	0,116
% (Expliqué)	46,5	49,7	53,3	48,6	52,4	54,7
Sal. Formel apparié	98,9%	85,3%	47,51%	98,98%	85,09%	47,75%
Sal informel apparié	99,8%	89,4%	47,60%	99,82%	89,42%	47,30%

Note : La part expliquée est donnée par $(\Delta_F + \Delta_{Inf} + \Delta_X)$.

Source : Calcul auteur, Données HCP

À l'instar de la décomposition OB, celle par la méthode d'appariement est faite pour trois sous ensemble de variable, le premier contient les variables du capital humain à savoir le diplôme et l'expérience professionnelle, le deuxième groupe inclut les variables individuelles et le troisième groupe introduit les variables contextuelles. Selon ces trois spécifications, il ressort que l'introduction des variables individuelles et contextuelles augmente la part expliquée de l'écart salarial. Cependant et contrairement à la décomposition OB, les variables individuelles ont un pouvoir explicatif de la rémunération plus que les variables contextuelles où les premiers augmentent la part expliquée par 4 points de pourcentage alors que les variables contextuelles ne l'améliorent que par 2 points de pourcentage.

Cette différence du poids explicatifs de chaque groupe de variable peut être expliqué par le nombre de travailleurs appariés de chaque segment. En effet, en considérant les variables de base à savoir le diplôme et l'expérience professionnelle, presque la quasi-totalité des travailleurs sont appariés, soit 98.9 % du segment formel et 99.8 % du segment informel. L'introduction des variables individuelles dans le processus d'appariement réduit ces parts à 85 % et 89 % respectivement. Alors qu'après l'introduction des variables du contexte de l'emploi à savoir le secteur et la régularité, plus de la moitié des travailleurs des deux segments sorte du support commun et seule 47 % de chaque segment sont appariés.

Selon le modèle complet⁶, et relativement aux résultats obtenus par la décom-

6. La troisième spécification du modèle ou modèle complet comprend les variables de base (diplôme et expérience professionnelle et le terme quadratique de l'expérience) et les variables individuelles et contextuelles.

position OB qui révèle une part expliquée estimée à 77% de l'écart salarial horaire entre les deux segments, la décomposition par la méthode de l'appariement selon Ñopo (2008) révèle une part moins importante attribuée aux variables observables de l'ordre de 54.7%. La désagrégation de cette dernière selon les trois composantes discutées dans la méthodologie fait ressortir que la part due aux dotations, dans le support commun, compte pour 38% de la part expliquée. Autrement, les différences de variables observables dans les groupes appariés expliquent les écarts de salaires dans le support commun où le salaire dans le segment informel tend à croître si les travailleurs dans ce segment disposent des mêmes caractéristiques que ceux du segment formel.

En outre, la composante Δ_F qui désigne la part de l'écart salarial expliqué par la différence entre les travailleurs formels dans et hors support commun compte pour 53 % de la part expliquée. Ce qui signifie que les salariés formels hors support ont des caractéristiques observables différentes de celles des travailleurs formels dans le support commun et qui sont appariés aux travailleurs informels, et que ces caractéristiques sont mieux rémunérées dans le marché du travail. Cette composante explique l'écart dû aux caractéristiques dont les travailleurs formels disposent mais qui ne sont pas observés dans le segment informel et mesure l'augmentation potentielle des salaires des informels en supposant qu'ils disposent de ces mêmes caractéristiques du formel.

De même, la composante Δ_{Inf} compte pour 9 % de l'écart salarial expliqué. Cette composante qui indique la part de l'écart salarial attribué aux différences des caractéristiques observables des travailleurs informels dans et hors le support commun montre que les travailleurs de ce segment appariés gagnent plus que les travailleurs non appariés. Autrement, les caractéristiques des travailleurs informels dans le support commun permettent une meilleure rémunération par rapport à ceux hors support commun dont les caractéristiques sont largement différentes des travailleurs formels et les salaires sont les plus faibles.

Finalement, la part inexpliquée de l'écart salarial révélé par la méthode Ñopo atteint 45.3% indiquant ainsi, que près de la moitié de l'écart salarial entre les travailleurs formel et informel peut être expliquée par la segmentation du marché et le clivage formel/informel, un effet de la segmentation plus prononcé que celui dégagé par la décomposition OB.

L'utilisation de la méthode d'appariement de Nopo apporte un éclairage important sur la répartition de l'écart salarial entre les travailleurs formels et informels au Maroc. Cette analyse a permis d'identifier les diverses composantes explicatives, mettant en lumière l'impact des caractéristiques observables sur les disparités salariales. La division de l'écart salarial en composantes telles que les dotations, les caractéristiques des travailleurs formels et informel en dehors du support commun (Δ_F , Δ_{Inf}) a fourni un aperçu approfondi sur les mécanismes sous-jacents de la segmentation du marché du travail. Cette analyse a révélé également que les travailleurs informels qui partagent des caractéristiques similaires aux travailleurs

formels dans le support commun obtiennent des salaires nettement plus élevés que les travailleurs informels hors support. Cela souligne l'importance cruciale de ces caractéristiques observables dans la détermination des salaires et, par conséquent, des disparités entre les travailleurs formels et informels. De plus, la part substantielle de l'écart salarial inexpliqué (45,3 %) souligne que ces disparités ne peuvent être entièrement expliquées par les variables observables, mettant en évidence l'impact significatif de la segmentation du marché du travail.

Bien que les effets de la segmentation révélés par les deux méthodes puissent différer, ils convergent vers la conclusion que la segmentation du marché du travail joue un rôle majeur dans l'explication des écarts salariaux entre les segments formel et informel. Cette segmentation a des conséquences significatives sur l'équité salariale et l'accès équitable à un emploi décent. En fait, un fait saillant du compte satellite de l'emploi de 2014 est la prédominance de l'emploi informel dans l'économie marocaine. Cette prédominance, combinée à d'importants écarts salariaux dus à la segmentation de l'emploi, a un impact direct sur les inégalités de revenu et la persistance de la pauvreté. Il est impératif de mettre en œuvre des politiques visant à réduire la taille de l'économie informelle et de l'emploi informel afin de réduire ces écarts et de promouvoir une économie plus équitable et inclusive.

Conclusion

Cette étude se concentre sur l'investigation de l'impact de l'économie informelle sur la distribution des salaires. Cet examen est réalisé en estimant l'écart salarial entre les travailleurs informels et formels, suivi d'une décomposition de cet écart pour mettre en évidence l'effet de la segmentation sur la distribution des revenus. Après une revue de littérature théorique et empirique sur la segmentation du marché du travail, l'écart salarial et sa décomposition, ainsi que les caractéristiques clés du marché du travail au Maroc, telles qu'elles ressortent de l'enquête nationale sur l'emploi de 2011, sont présentées. En termes de méthodologie, l'approche adoptée se décompose en deux étapes. La première consiste à estimer l'équation des gains de Mincer corrigée du double biais de sélection, et la deuxième consiste à décomposer l'écart salarial à l'aide des méthodes d'Oaxaca-Blinder et de l'appariement de Ñopo.

L'estimation de l'équation de gain de Mincer a été conduite pour l'ensemble de l'échantillon et pour les deux sous-groupes formel et informel séparément afin d'investiguer l'hétérogénéité des rendements et les déterminants de gains dans chaque segment. Nous avons également examiné l'écart salarial au niveau sectoriel pour capter la spécificité de chaque secteur d'activité dans l'économie nationale. De plus, la distinction entre trois modèles selon le groupe des variables explicatives inclus (variables individuelles du salarié et contextuelles de son emploi) nous permet de comprendre le poids explicatif des différents types de caractéristiques dans l'explication des écarts de salaire.

Ce chapitre met en évidence que l'informalité sur le marché du travail au Maroc est un enjeu majeur. L'analyse des déterminants des gains mensuels et horaires révèle des disparités notables dans les rendements des caractéristiques individuelles et contextuelles pour les travailleurs informels et formels. De plus, la dualité du marché du travail qui fait distinction entre l'emploi formel et l'emploi informel entraîne un écart salarial significatif entre les deux segments. Les résultats de l'estimation de l'équation de gain de Mincer pour l'ensemble de l'échantillon met en lumière une pénalité salariale mensuelle de 49,7 % pour le segment informel, variant de 32 % à 58 % au niveau sectoriel. Cette disparité reste significative même après ajustement pour le nombre d'heures travaillées, atteignant 55 % à l'échelle nationale et oscillant entre 29 % et 64 % dans des secteurs spécifiques. Cet écart montre que les travailleurs informels perçoivent une rémunération horaire nettement inférieure de celle perçue par les salariés formels.

L'analyse sectoriel met en évidence des écarts différenciés entre les secteurs qui peut être expliqué par la nature des emplois dans le secteur, les catégories socioprofessionnelles qui y opèrent et par le poids de l'informel dans le secteur. L'agriculture, prédominé par l'emploi informel montre un écart de salaire moins faible que l'industrie et les services. De plus, l'analyse genrée dans les deux segments ont fourni des informations cruciales sur les doubles pénalités auxquelles

les femmes sont confrontées, à savoir la discrimination et la segmentation entre les secteurs formel et informel. En effet, l'écart salarial estimé entre les hommes et les femmes reflète une discrimination plus prononcée dans le secteur informel, où l'écart salarial atteint 20 %, par rapport aux travailleurs du secteur formel, dont l'écart salarial reste tout aussi important mais n'atteint que 14,8 %.

Pour déterminer l'effet de la segmentation du marché du travail, l'application de la méthode Oaxaca-Blinder pour décomposer cet écart révèle que près de 22,7 % de l'écart salarial demeure inexplicable, soulignant l'influence considérable de la segmentation du marché du travail sur ces disparités. En supposant l'absence de segmentation du marché ou l'équivalence des caractéristiques non observables, les salaires des travailleurs informels pourraient augmenter de 19 % sur une base horaire et de 3,5 % sur une base mensuelle. De plus, selon la méthode d'appariement de Nopo, l'effet de la segmentation se révèle plus prononcé, atteignant 45,3 % de l'écart salarial entre les travailleurs formels et informels.

L'existence d'un effet significatif et substantiel de la segmentation du marché du travail, mis en évidence par les différentes méthodes de décomposition adoptées malgré des variations dans l'ampleur des effets, souligne l'importance cruciale de lutter contre l'informalité et la segmentation. Ces résultats suggèrent que les inégalités de revenus en particulier, la pauvreté et les inégalités sociales en générale sont fortement influencées par cette division du marché du travail. À la lumière de ces constatations, plusieurs politiques économiques et stratégies peuvent être envisagées pour atténuer ces problèmes et favoriser un marché du travail plus équitable et inclusif.

Tout d'abord, une politique axée sur une croissance génératrice d'emplois et inclusive est cruciale. En favorisant la création d'emplois formels et décents, le gouvernement peut réduire la dépendance à l'égard de l'emploi informel. De plus, L'intégration progressive du secteur informel dans l'économie formelle peut aider à réduire la segmentation et à garantir des conditions de travail décentes. En outre, le renforcement des contrôles et des inspections du travail est indispensable pour lutter contre le travail informel, sachant que la part de l'emploi informel dans le secteur des sociétés est de 7.3 % selon le compte satellite de l'emploi de 2014. Des sanctions sévères devraient être imposées aux employeurs qui exploitent des travailleurs de manière informelle et ne respectent pas les normes du travail. Ces mesures dissuasives peuvent contribuer à réduire le recours à l'emploi informel en imposant des coûts plus élevés aux employeurs suivant ces pratiques. Ces mesures peuvent contribuer à créer un marché du travail plus équitable et à améliorer la qualité de vie des travailleurs, tout en stimulant le développement économique global.

Bien que cette étude ait contribué à l'analyse de l'impact de l'économie informelle sur le marché du travail et plus particulièrement sur la distribution des revenus, un champ, qui à notre connaissance, n'a pas été exploré pour le cas du Maroc, il convient de noter certaines limites qui pourraient servir de pistes d'amé-

lioration ultérieures.

En ce qui concerne la base de données, notre contrainte principale réside dans la disponibilité des données récentes sur les salaires. Nous avons dû utiliser la base de données de 2011, qui bien que relativement ancienne, offre les informations essentielles. Nous supposons que la répartition des travailleurs entre les secteurs formel et informel n'a pas beaucoup changé, étant donné les contraintes persistantes en matière de création d'emplois et la persistance des taux de chômages. De plus, l'emploi informel continue de prédominer dans l'emploi total, comme indiqué par le compte satellite de l'emploi, où en 2019, l'emploi informel représentait 67,6% de l'ensemble des emplois. De même, les différences de rémunération salariale moyenne entre les travailleurs formel et informel sont très marquantes. Selon le CSE, la rémunération de l'emploi salarié formel est au moins égale à 5 fois celle de l'emploi salarié informel.

En outre, comme l'enquête nationale sur l'emploi est représentative de la population active, mais pas des branches de production, nos estimations de l'écart salarial au niveau sectoriel sont limitées. Pour l'échantillon de notre étude, nous avons restreint notre analyse aux salariés, étant donné que les informations sur les revenus de la catégorie des indépendants ne sont pas disponibles. Cette limitation a restreint notre capacité à étudier les pénalités ou les avantages de l'informalité pour les travailleurs indépendants pour le cas du Maroc, sachant que la littérature montre des résultats divergents selon la catégorie d'emploi.

Bibliographie

- Ablaza, C., Western, M., & Tomaszewski, W. (2021). Les gagnants et les perdants de l'emploi informel en Indonésie. *Revue internationale du Travail*, 160(1), 153–181.
- Agénor, P.-R. (1996). The labor market and economic adjustment. *Staff Papers International Monetary Fund*, 43(2), 261–335.
- Alzua, M. L. (2008). Are informal workers secondary workers? Evidence for Argentina. *Documento de Trabajo* (73).
- Arias, O., & Khamis, M. (2008). Comparative advantage, segmentation, and informal earnings : A marginal treatment effects approach. *IZA Discussion Paper*.
- Baffoe-Bonnie, J. (2009). Black–White wage differentials in a multiple sample selection bias model. *Atlantic Economic Journal*, 37, 1–16.
- Bargain, O., & Kwenda, P. (2014). The informal sector wage gap : New evidence using quantile estimations on panel data. *Economic Development and Cultural Change*, 118–153.
- Baskaya, Y. S., & Hulagu, T. (2011). Informal-formal worker wage gap in Turkey : Evidence from a semi-parametric approach. Louvain-la-Neuve : *European Regional Science Association*.
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination : Reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455.
- Bosanquet, N., & Doeringer, P. B. (1973). Is there a dual labour market in Great Britain? *The Economic Journal*, 83(330), 421–435.
- Cotton, J. (1988). On the decomposition of wage differentials. *The Review of Economics and Statistics*, 236–243.
- Dasgupta, S., Bhula-or, R., & Fakthong, T. (2015). Earnings differentials between formal and informal employment in Thailand. *ILO Asia-Pacific Working Paper Series*.
- Dickens, W., & Lang, K. (1985). Testing dual labor market theory : A reconsideration of the evidence. *National Bureau of Economic Research*.
- El Badaoui, E., Strobl, E., & Walsh, F. (2008). Is there an informal employment wage penalty? Evidence from South Africa. *Economic Development and Cultural Change*, 56(3), 683–710.
- Fields, G. S. (1990). Labour market modelling and the urban informal sector : Theory and evidence (Chap. 2), 49–69.
- Fields, G. S. (2004). A guide to multisector labor market models.
- Gherbi, H., Cr, P., Adair, P., Cr, P., Benhaddad, A., Medjoub, R., & Hammouda, N. (2019). Gender inequalities on the labour market in North Africa : Issues, estimates, and benchmarking of inclusiveness. *FEMISE Working Paper*, 1–29.
- Gong, X., & Van Soest, A. (2002). Wage differentials and mobility in the urban labour market : A panel data analysis for Mexico. *Labour Economics*, 9(4),

- 513–529.
- Günther, I., & Launov, A. (2012). Informal employment in developing countries : Opportunity or last resort? *Journal of Development Economics*, 97(1), 88–98.
 - Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153–161.
 - Kaba, J. (2023). Are public sector workers in Ghana overpaid? Evidence from a Blinder-Oaxaca decomposition.
 - Kahyalar, N., Fethi, S., Katircioglu, S., & Ouattara, B. (2018). Formal and informal sectors : Is there any wage differential? *The Service Industries Journal*, 0(0), 1–35.
 - Kapnang Herrman, B., & Nassuf, H. (n.d.). Gender and informal sector earnings gaps in Cameroon. *Academia*, 1–13.
 - Lazaar, A., & Dasser, S. (2022). Regard sur la discrimination salariale genrée dans le marché de l'emploi au Maroc : Une analyse micro-économétrique. *International Journal of Accounting Finance Auditing Management & Economics*, 3(5), 807–830.
 - Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School*, 22(2), 139–191.
 - Maloney, W. F. (2004). Informality revisited. *World Development*, 32(7), 1159–1178.
 - Meghir, C., Narita, R., & Robin, J. M. (2015). Wages and informality in developing countries. *American Economic Review*, 105(4), 1509–1546.
 - Mincer, J. A. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, 66(4), 281–302.
 - Mincer, J. A. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. NBER.
 - Mohanty, M. S. (2012). Effects of positive attitude and optimism on wage and employment : A double selection approach. *Journal of Socio-Economics*, 41(3), 304–316.
 - Neumark, D. (1988). Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination. *The Journal of Human Resources*, 23(3), 279–295.
 - Nopo, H. (2008). Matching as a tool to decompose wage gaps. *Review of Economics and Statistics*, 90(2), 290–299.
 - Oaxaca, R. L., & Ransom, M. R. (1994). On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics*, 61, 5–21.
 - Pratap, S., & Quintin, E. (2006). Are labor markets segmented in developing countries? A semiparametric approach. *European Economic Review*, 50(7), 1817–1841.
 - Ramoni-Perazzi, J., & Orlandoni-Merli, G. (2021). Analysis of the formal/informal wage inequalities in Colombia : A semiparametric approach. *Journal of Applied Social Science*, 15(1), 107–131.
 - Reimers, C. W. (1983). Labor market discrimination against Hispanic and Black men. *The Review of Economics and Statistics*, 65(4), 570–579.

- Sboui, F. (2006). Le dualisme du marché du travail en Tunisie : Choix occupationnel et écart salarial. *Économie & Prévision*, 174(3), 21–37.
- Soudi, K. (2002). La discrimination salariale entre hommes et femmes sur le marché du travail en France. In *Background Paper, Economic Research Forum*.
- Tansel, A., & Kan, E. O. (2012). The formal/informal employment earnings gap : Evidence from Turkey. *Research on Economic Inequality*, 24(6556), 121–154.
- Torres, R. M. S. (2020). Poverty and labor informality in Colombia. *IZA Journal of Labor Policy*, 10(1), 1105–1129.
- Xue, J., Gao, W., & Guo, L. (2014). Informal employment and its effect on the income distribution in urban China. *China Economic Review*, 31, 84–93.
- Zaoujal, N., & Outtaj, B. (2020). Le rendement de l'éducation sur le marché du travail marocain : Une analyse microéconométrique. *Repères et Perspectives Économiques*, 4, 265–282.
- Zouiri, S. (2024). Informal sector, competition and labor productivity in Africa : Evidence from firm-level data. *Les Cahiers du Plan*, (57), 26–40.

Annexe

TABLE 5.12 : Déterminants du Gain horaire des salariés

Variable	Modèle-1 Model-Base	Modèle-2 Model-Indiv	Modèle-3 Model_Context		
	Ensemble		Segment formel	Segment Informel	
Formel	0.625***	0.586***	0.443***	----	----
Diplôme	Sans diplôme est la modalité de référence				
Fondamental	0.220***	0.091***	0.102***	0.191***	0.069***
Secondaire	0.589***	0.442***	0.393***	0.508***	0.301***
Supérieur	1.091***	1.144***	0.922***	1.087***	0.530***
Form_Profes	0.405***	0.393***	0.252***	0.396***	0.175***
Exp_pro	0.029***	0.020***	0.017***	0.018***	0.014***
Exp_pro2	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
Femme		-0.393***	-0.199***	-0.160***	-0.226***
Milieu (Urbain)		0.013	0.037***	0.116***	0.021*
Marié		0.173***	0.137***	0.207***	0.107***
Chef de Ménage		0.128***	0.065***	0.108***	0.074***
Régularité Du travail	Perm. À temps plein est la référence				
Perm. Part			-0.509***	-0.713***	-0.455***
Occasionnel			-0.074***		-0.088***
Saisonnier			-0.063***	-0.528***	-0.064***
Secteur d'emploi	Secteur public est la référence				
Prive			-0.468***	-0.440***	-0.197***
Agricole			-0.467***	-0.414***	-0.331***
Branche d'activité	Agriculture et pêche est la référence				
Industrie			0.173***	0.312***	0.035
BTP			0.209***	0.291***	0.079***
Commerce			0.012	0.159***	-0.127***
Autre service			0.098***	0.203***	-0.005
Inverse de Mill	-0.137***	0.272***	0.095***	0.135***	0.086***
Constant	1.597***	1.412***	1.917***	1.928***	1.865***
Nbr. D'Obs	22267	22340	21637	7248	14436
R2-Ajusté	0.619	0.642	0.691	0.648	0.178

Note : la variable dépendante est le logarithme du salaire horaire.

***/**/* indique la significativité de 1%, 5% et 10% et respectivement.

Source : Calculs propres

TABLE 5.13 : Déterminants du Gain mensuel des salariés

Variables	Modèle-1	Modèle-2	Modèle-3		
	Model-Base	Model-Indiv	Model-Context		
	Ensemble		Segment Formel	Segment Informel	
Formel	0.560***	0.517***	0.404***	----	----
Diplôme			Sans diplôme est la référence		
Fondamentale	0.232***	0.095***	0.083***	0.144***	0.064***
Secondaire	0.560***	0.381***	0.331***	0.431***	0.273***
Supérieur	0.850***	0.888***	0.637***	0.774***	0.415***
Form_Profess	0.372***	0.335***	0.215***	0.326***	0.181***
Exp_pro	0.029***	0.020***	0.018***	0.017***	0.016***
Exp_pro2	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
Femme		-0.435***	-0.282***	-0.195***	-0.349***
Milieu (Urbain)		0.081***	0.049***	0.072***	0.043***
Marié		0.160***	0.128***	0.172***	0.116***
Chef de ménage		0.131***	0.079***	0.106***	0.103***
Rythme du travail			Perm. À temps plein est la référence		
Perm. temp part.			-0.772***		-0.745***
Occasionnel			-0.153***		-0.163***
Saisonnier			-0.100***	-0.492***	-0.099***
Secteur d'emploi			Secteur public est la référence		
Prive			-0.416***	-0.361***	-0.004
Agricole			-0.493***	-0.484***	-0.167***
Branche d'activité			Agriculture et pêche est la référence		
Industrie			0.144***	0.244***	0.041
BTP			0.132***	0.206***	0.034
Commerce			0.029	0.159***	-0.079***
Autres Services			0.105***	0.166***	0.032
Inverse de Mill	-0.170***	0.235***	0.089***	0.109***	0.104***
Constant	6.925***	6.719***	7.252***	7.347***	6.975***
Nbre. D'Obs	23205	23217	20222	5461	14733
R2-Ajusté	0.585	0.621	0.630	0.669	0.248

Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire mensuel.

***/*/* indique la significativité de 1%, 5% et 10% et respectivement.

Source : Calculs propres

TABLE 5.14 : Déterminants du gain horaire par branche d'activité

Variable	Agriculture et pêche	Industrie	BTP	Commerce	Autre Services ^a
Formel	0.259***	0.460***	0.403***	0.496***	0.444***
Diplôme	Sans diplôme est la référence				
Fondamentale	0.000	0.110***	0.127***	-0.008	0.144***
Secondaire	0.253***	0.354***	0.192***	0.197***	0.478***
Supérieur	0.655***	0.588***	0.430***	0.628***	1.091***
Form_Profess	0.193***	0.317***	0.045	0.263***	0.355***
Exp_pro	0.009***	0.014***	0.019***	0.022***	0.020***
Exp_pro2	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
Femme	-0.412***	-0.241***	0.302***	-0.380***	-0.280***
Milieu (Urbain)	-0.010	0.021	0.140***	-0.183***	0.035*
Marié	0.117***	0.095***	0.031	0.272***	0.213***
Chef de Ménage	0.072***	0.185***	-0.080***	0.187***	0.112***
Régu. de travail	Perm. À temps plein est la référence				
Perm. Temp part	-0.006	-1.307***	-0.159***		-0.112**
Occasionnel	-0.042**	0.016	-0.118***	-0.105**	-0.089***
Saisonnier	-0.060**	-0.506***		-0.365***	-0.021
Secteur d'emploi	Secteur public est la référence				
Privé	-0.528***	-0.601***	-0.118**	-0.217***	-0.395***
Agricole	-0.633***				
Inverse de Mill	0.375***	0.160***	-0.372***	0.504***	0.204***
Constant	2.128***	2.193***	2.058***	1.506***	1.757***
Nbre d'Obs	3257	3145	4633	1733	9038
R2-Ajusté	0.158	0.670	0.175	0.422	0.732

Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire.
***"/**/" indique la significativité de 1%, 5% et 10% et respectivement.
^a La branche « Autres services » exclut le secteur des « Administrations publiques » vue le poids marginal de l'emploi informel dans cette branche.

Source : Calculs propres

TABLE 5.15 : Déterminants du Gain mensuel par secteur d'activité

Variable	Agriculture et pêche	Industrie	BTP	Commerce	Autres services ^a
Formel	0.283***	0.409***	0.391***	0.460***	0.391***
Diplôme	Sans diplôme est la modalité de référence				
Fondamentale	0.009	0.052**	0.086***	-0.021	0.143***
Secondaire	0.317***	0.281***	0.134***	0.146***	0.430***
Supérieur	0.468***	0.541***	0.404***	0.580***	0.757***
Form_Profess	0.198***	0.275***	0.057*	0.260***	0.278***
Exp_pro	0.012***	0.014***	0.019***	0.025***	0.021***
Exp_pro2	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
Femme	-0.441***	-0.368***	0.097	-0.478***	-0.321***
Milieu (Urbain)	0.017	-0.008	0.098***	-0.182***	0.071***
Marié	0.120***	0.136***	0.075***	0.241***	0.188***
Chef de Ménage	0.083***	0.221***	-0.022	0.266***	0.064***
Régularité	Perm. À temps plein est la référence				
Perm. Temps part	-0.324***	-1.529***	-0.292***		-0.469***
Occasionnel	-0.109***	-0.109**	-0.183***	-0.235***	-0.319***
Saisonnier	-0.091***	-0.391***		-0.362***	0.016
Secteur d'emploi	Le secteur public est la référence				
Privé	-0.269***	-0.541***	-0.081**	0.190***	-0.340***
Agricole	-0.402***				
Inverse de Mill	0.369***	0.261***	-0.181***	0.555***	0.076*
Constant	7.152***	7.447***	7.216***	6.427***	7.188***
Nbre d'Obs	3403	3186	4765	1754	7247
R2-Ajusté	0.218	0.699	0.207	0.442	0.711

Note : La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire.

***"/**/" indique la significativité de 1%, 5% et 10% et respectivement.

^a La branche « Autres services » exclut le secteur des « Administrations publiques » vue le poids marginal de l'emploi informel dans cette branche.

Source : Calculs propres

PARTIE 3 :
POTENTIEL DE CRÉATION
D'EMPLOI – ANALYSE
SECTORIELLE

6 Disparités régionales et création d'emploi sectoriel au Maroc : simulation à l'aide d'un MEGC régional dynamique

Nouzha ZAOUJAL, Rachid EL MATAOUI, Said AIT FARAJI

Résumé

La concentration de la richesse et plus précisément de l'emploi dans certaines régions du Maroc est un aspect prouvant les fortes inégalités territoriales. En effet, depuis des années, cinq régions abritent plus de 70% de l'ensemble des actifs âgés de 15 ans et plus, à savoir Casablanca-Settat, Rabat-Salé-Kénitra, Marrakech-Safi, Tanger-Tétouan-Al Hoceima et Fès-Meknès. Ces régions s'accaparent, aussi, la part du lion en terme de la contribution à la création de richesse du pays. L'inégalité est appréhendée en tenant compte du différentiel des structures régionales des valeurs ajoutées créées et des emplois créés. Outre la mesure des inégalités, un classement des régions est fait selon le ratio du nombre d'emplois créés rapporté au montant de valeur ajoutée, au niveau national et par secteur d'activité. Partant de constat, ce papier tente, d'abord, de montrer ces disparités régionales au niveau de la contribution à la croissance économique en mettant l'accent sur les potentialités sectorielles de chaque région, via une analyse d'efficience par le ratio susmentionné. Ensuite, il propose d'évaluer deux mesures de politiques d'emploi, une fiscale sur la production régionale et l'autre sectorielle d'investissement. Les résultats plaident en faveur de la seconde politique qui créent plus d'emploi et diminue ses inégalités régionales.

Mots-clés : Disparités régionales-marché d'emploi-potentialités sectorielles

Regional Disparities and Sectoral Job Creation in Morocco : A Simulation Using a Dynamic Regional CGE Model

Abstract

The concentration of wealth, and more specifically of employment, in certain regions of Morocco is one aspect that demonstrates the strong territorial inequalities. For years, five regions have been home to more than 70 % of all working people aged 15 and over : Casablanca-Settat, Rabat-Sale-Kénitra, Marrakech-Safi, Tanger-Tétouan-Al Hoceima and Fès-Meknès. These regions also account for the lion's share of the country's wealth creation. Inequality is measured by taking into account differences in regional structures, added value created and jobs created. In addition to measuring inequality, regions are ranked according to the ratio of the number of jobs created to the amount of value added, at national level and by sector of activity. Based on this observation, this paper first attempts to show these regional disparities in terms of contribution to economic growth by focusing on the sectoral potential of each region, via an efficiency analysis using the above-mentioned ratio. Secondly, it proposes to evaluate two employment policy measures, one fiscal on regional production and the other sectoral on investment. The results argue in favor of the second policy, which creates more jobs and reduces regional inequalities.

Keywords : Regional disparities-labor market-sectoral potential

Introduction

L'étude du sujet inégalités en matière d'emploi révèle que celles-ci n'existent qu'entre pays, cependant, elles sont également présentes voire plus prononcées à l'intérieur de chaque pays et plus précisément entre les régions d'un même pays.

Au Maroc, les inégalités interrégionales en termes d'opportunités d'emploi persistent encore et s'amplifient même davantage en dépit des différentes mesures et politiques adoptées en vue de réduire les disparités régionales.

En effet, les indicateurs du marché d'emploi au niveau régional font état des disparités qui ont des répercussions sur le niveau de vie des habitants de chaque région et leur niveau du développement suscitent des changements des politiques de l'Etat en faveur d'un nouveau paradigme de développement basé sur l'intégrité et la péréquation territoriale.

Ces disparités d'emploi trouvent leurs origines dans la structure démographique de chaque région caractérisée principalement par la part de la population en âge d'activité par rapport aux opportunités d'emploi offertes engendrant ainsi des flux migratoires aux autres régions, des potentialités économiques en termes d'infrastructures mises en place et du programme du développement conçu au niveau de chaque région en termes de projets d'investissement.

Ainsi, dans ce sillage, une évaluation quantitative d'une mesure de politique sectorielle de relance de l'emploi s'impose dans le but de mettre en exergue les secteurs porteurs de plus d'emploi et par conséquent réduire conséquemment les disparités entre les régions.

L'objectif de ce chapitre est tout d'abord dresser l'état des lieux qui marque les inégalités régionales en matière de l'emploi au Maroc. Une simulation des politiques publiques de relance de l'emploi sectoriel en vue de réduire ces inégalités à l'aide du Modèle d'Équilibre Général Calculable fait l'objet de la partie empirique pour ensuite faire ressortir des conclusions en termes de démarches et des mesures en faveur d'un niveau de croissance bien équilibré entre les différentes régions du pays.

I Développement régional au Maroc au prisme d'une disparité sectorielle chronique en matière d'emploi

Disparité régionale dans le marché d'emploi : état des lieux

La démarche pour mettre en évidence les disparités régionales en termes de potentiel de création d'emploi consiste à calculer des scores d'efficience de la valeur ajoutée selon deux dimensions : régionale et sectorielle. Ladite démarche se base sur la méthode dite Data Envelopment Analysis (DEA)¹ qui permet de mesurer de combien d'unités de valeur ajoutée (comme input) engagées pour réaliser des postes d'emploi (comme output). L'objectif étant d'avoir une classification avec le meilleur score obtenu (égal à 1) afin de dégager des insuffisances (manque

1. Voir annexe pour approche théorique.

d'efficience) au niveau régional et sectoriel.

Tout d'abord, le calcul des scores d'efficience en emploi (output) concerne les secteurs d'activité en prenant comme input la valeur ajoutée au niveau de chaque région (tableau 6.1).

TABLE 6.1 : Scores d'efficience de la création d'emploi par la valeur ajoutée régionale pour des unités sectorielles

Secteur d'activité / Région	Tanger-Tétouan-Al Hoceïma	Oriental	Fes Meknes	Rabat-Salé-Kénitra	Béni Mellal-Khénifra	Casablanca Settat	Marrakech-Safi	Darâa Tafilalet	Souss Massa	Guelmim Oued Noun	Lâayoune Sakia Alhamra	Dakhla Oued Dahab
Agriculture, forêt et pêche	0,84	0,75	0,73	1,00	1,00	0,42	0,44	0,50	0,50	1,00	0,02	1,00
Commerce	0,50	0,25	0,13	0,08	0,17	0,83	0,17	0,14	0,08	0,29	0,30	1,00
Bâtiments et travaux publics	0,33	1,00	0,18	0,62	1,00	1,00	0,83	0,78	0,92	0,63	0,80	1,00
Transports, entrepôts	0,08	0,08	0,33	0,25	0,11	0,17	1,00	0,10	0,17	0,13	0,20	0,27
Restauration et hôtellerie	0,92	0,33	0,91	0,35	0,33	0,35	0,92	0,80	0,67	1,00	0,60	0,14
Autres industries manufacturières	0,32	0,43	0,32	0,68	0,42	0,83	0,38	0,30	0,25	0,27	0,60	0,48
Autres services	0,58	0,70	0,45	0,75	1,00	0,92	1,00	0,25	0,33	0,13	0,20	0,57
Administration générale	0,83	0,89	0,64	0,83	0,87	0,10	0,58	1,00	0,58	0,13	0,20	0,30
Services sociaux fournis à la société	1,00	1,00	0,36	0,17	0,25	0,58	1,00	1,00	1,00	0,13	0,20	0,15
Industrie extractive	0,42	0,50	1,00	1,00	0,75	0,28	0,67	0,40	0,42	0,38	1,00	1,00
Electricité, gaz et eau	0,50	0,58	0,31	0,42	0,58	1,00	0,25	0,10	0,83	0,75	0,20	0,16
Banques, assurances et sociétés financières	1,00	0,17	0,73	0,50	0,50	0,50	0,10	0,90	1,00	0,50	0,40	0,43
Score moyen de tous les secteurs	0,61	0,56	0,51	0,55	0,58	0,58	0,61	0,52	0,56	0,44	0,39	0,54

Source : Calculs propres

À la lecture du tableau 6.1, les scores d'efficience les plus bas, fréquemment pour la majorité des régions, (cellules ombrées en rose clair), concernent les secteurs du commerce, des autres industries manufacturières, de transport et entrepôts, d'électricité et eau et des banques, assurances et sociétés financières. Ce sont les unités sectorielles dont les scores sont inférieurs aux scores moyens de chaque région.

Ensuite, les scores d'efficience sont calculés pour les régions en considérant la valeur ajoutée sectorielle comme input (tableau 6.2).

Les résultats du tableau 6.2 montrent que les scores d'efficience les plus bas, fréquemment pour la majorité des secteurs d'activité, (cellules ombrées en rose clair), concernent les régions de Tanger-Tétouan et Al Hoceïma, de Fes-Meknes, de Drâa-Tafilalet et les régions du sud. Ce sont les unités régionales dont les scores sont inférieurs aux scores moyens de chaque secteur d'activité.

Ainsi, à la lumière des résultats du calcul des scores d'efficience, pour les dimensions régionale et sectorielle, des disparités importantes sont constatées au niveau de création d'emploi.

La mesure et la quantification de ces disparités se basent sur le calcul des écarts de ratio de l'emploi de chaque unité (secteur d'activité/région) sur sa valeur ajoutée. Plus précisément, pour chaque unité, on mesure ce ratio et on le compare avec le

TABLE 6.2 : Scores d'efficience de la création d'emploi par la Valeur ajoutée sectorielle pour des unités régionales

Région / Secteur d'activité	Agriculture, forêt et pêche	Commerce	Bâtiments et travaux publics	Transports, entrepôts	Restauration et hôtellerie	Autres industries manufacturières	Autres services	Administration générale	Services sociaux fournis à la société	Industrie extractive	Electricité, gaz et eau	Banques, assurances et sociétés financières
Tanger-Tétouan-Al Hoceïma	0,36	1,00	0,24	0,33	0,83	0,45	0,40	0,50	0,59	0,30	0,43	0,78
Oriental	0,64	0,75	1,00	0,33	0,42	1,00	0,60	1,00	1,00	0,51	0,57	0,56
Fes Meknes	0,64	0,29	0,11	0,33	0,96	0,55	0,30	0,50	0,40	0,92	0,71	1,00
Rabat-Salé	0,91	0,25	0,51	0,67	0,22	0,81	0,60	0,75	0,20	1,00	0,29	0,44
Kénitra	1,00	0,50	1,00	0,67	0,67	0,80	1,00	1,00	0,30	1,00	0,71	0,78
Mellal-Khénifra	0,27	1,00	0,69	0,67	0,32	1,00	0,90	0,25	0,60	0,22	1,00	0,67
Settat	0,45	0,50	0,67	1,00	1,00	0,63	0,80	0,63	1,00	0,80	0,43	0,22
Marrakech-Safi	0,18	0,33	0,40	0,33	0,60	0,21	0,20	1,00	0,95	0,10	0,14	0,89
Darâa	0,73	0,25	0,89	0,67	0,82	0,30	0,50	0,75	0,78	0,70	0,86	1,00
Tafilalet	1,00	0,50	0,33	0,33	1,00	0,57	0,10	0,13	0,10	0,11	0,57	0,33
Souss	0,91	0,40	0,37	0,33	0,47	0,50	0,10	0,13	0,10	1,00	0,14	0,33
Massa	0,18	0,50	0,80	0,33	0,08	0,90	0,70	0,38	0,10	1,00	0,14	0,22
Guelmim												
Oued Noun												
Lâayoune												
Sakia Alhamra												
Dakhla												
Oued Dahab												
Score moyen de toutes les régions	0,61	0,52	0,58	0,50	0,62	0,64	0,52	0,58	0,51	0,64	0,50	0,60

Source : Calcul des auteurs

ratio moyen de toute l'économie. Pour chaque unité dont le ratio est inférieur à celui de la moyenne nationale, un emploi potentiel est calculé en multipliant le ratio moyen par la valeur ajoutée de cette unité (secteur et région). L'écart entre cet emploi potentiel et celui réalisé (au niveau de chaque unité régionale ou sectorielle) est considéré comme étant un manque à gagner dû à l'inefficience de l'unité correspondante (tableaux 6.3 et 6.4).

La quantification de l'inefficience en création d'emploi par la valeur ajoutée sectorielle (tableau 6.3) révèle comme inefficient tous les secteurs sauf l'agriculture, le commerce, les bâtiments et travaux publics et le transport et entrepôts. Le manque à gagner en effectif d'emploi varie entre 130 000 et 670 000 postes d'emplois (potentiels possibles en cas d'efficience).

L'inefficience en création d'emploi par la valeur ajoutée régionale (tableau 6.4) quantifiée toutes les régions sauf l'oriental, Souss Massa, Fes-Meknes, Marrakech-Safi et Rabat-Salé-Kénitra. Le manque à gagner en effectif d'emploi varie entre 23 000 et 919 000 postes d'emplois (potentiels possibles en cas d'efficience).

À partir des mesures d'inefficience (deux dernières colonnes des tableaux 6.3 et 6.4), des écarts d'emploi potentiellement possibles, en cas d'efficience, sont calculés. Ils servent (de chocs de simulation) à quantifier les mesures de politiques correctives en faveur de l'emploi (sectorielles et régionales) faisant l'objet d'évaluation d'impacts par le modèle d'équilibre général calculable dynamique régional.

TABLE 6.3 : Mesure d'inefficience en création d'emploi par la Valeur ajoutée en unités sectorielles

Secteur d'activité	Valeur Ajoutée (VA) en millions DHS	Emploi	Calculs de disparité sectorielle en termes de création d'emploi		
			Ratio Emploi/VA	Manque à gagner en emploi	
				En effectif	En %
Agriculture, forêt et pêche	135 128	3 206 962	23,7	0	0,0%
Commerce	119 305	1 959 300	16,4	0	0,0%
Bâtiments et travaux publics	66 138	864 074	13,1	0	0,0%
Transports, entrepôts	38 724	421 240	10,9	0	0,0%
Restauration et hôtellerie	48 214	333 036	6,9	130 894	39,3%
Autres industries manufacturières	177 736	1 193 650	6,7	516 581	43,3%
Autres services	185 477	1 115 559	6,0	669 158	60,0%
Administration générale	104 393	559 363	5,4	445 140	79,6%
Services sociaux fournis à la société	84 471	417 220	4,9	395 586	94,8%
Industrie extractive	20 789	64 989	3,1	135 049	207,8%
Electricité, gaz et eau	37 031	76 854	2,1	279 470	363,6%
Banques, assurances et sociétés financières	52 304	80 836	1,5	422 449	522,6%
Moyenne total	1 069 710	10 293 083	9,6	2 994 328	29,1%

Source : Calcul des auteurs

Implications socioéconomiques de cette disparité en termes d'un développement intégré et équilibré

Les inégalités sociales et territoriales en matière d'emploi, qui se sont accentuées, ont trait à l'inefficacité observée des mécanismes de mobilité sociale pour de larges franges de la population. En effet, le climat d'insatisfaction qui s'installe chez certaines catégories sociales et notamment les jeunes pourraient résulter de la perception de ces dernières, liée à l'affaiblissement de la méritocratie et la défaillance des ascenseurs sociaux classiques, tels que l'accès équitable à l'emploi, l'égalité des chances, une éducation de qualité pour tous, etc.

Le manque d'efficacité des mécanismes l'ascenseur social est confirmé dans la mesure où seulement 35% des individus de 35 ans et plus ont connu une mobilité sociale ascendante par rapport à leurs parents, les autres ayant plutôt stagné ou bien régressé (HCP). De plus, les difficultés d'ascension sociale concernent davantage plus précisément les femmes et la population rurale (43,7% pour les hommes contre seulement 17,9% pour les femmes et les 51,1% pour les citadins contre 14,8% pour les ruraux). Par catégorie sociale et par milieu de résidence, l'ampleur de l'impact des inégalités des chances en matière d'accès à l'emploi révèle l'acuité de ce phénomène. En effet, les jeunes sont l'une des catégories qui souffrent le plus du chômage, avec un taux de 32,7% en 2022, contre 11,8% comme moyenne nationale. Cette proportion dépasse même 46,7% parmi les jeunes en milieu urbain contre 16,5% en milieu rural.

TABLE 6.4 : Mesure d'inefficience en création d'emploi par la valeur ajoutée en unités régionales

Région	Valeur Ajoutée (VA) en millions DHS	Emploi	Calculs de disparité régionale en termes de création d'emploi		
			Ratio Emploi/VA	Manque à gagner en emploi	
				En effectif	En %
Oriental	57 575	1 461 778	25,4	0	0,0%
Souss Massa	69 586	1 016 814	14,6	0	0,0%
Fes Meknes	87 549	1 060 515	12,1	0	0,0%
Marrakech-Safi	92 450	1 077 999	11,7	0	0,0%
Rabat-Salé Kenitra	172 018	1 716 054	10,0	0	0,0%
Guelmim Oued Noun	15 268	123 766	8,1	23 150	18,7%
Darâa Tafilalet	27 797	212 370	7,6	55 100	25,9%
Dakhla Oued Dahab	13 239	97 875	7,4	29 514	30,2%
Tanger-Tétouan-Al Hoceïma	116 811	827 073	7,1	296 915	35,9%
Casablanca Settat	339 696	2 350 239	6,9	918 422	39,1%
Béni Mellal-Khénifra	59 388	327 880	5,5	243 572	74,3%
Lâayoune Sakia Alhamra	18 334	20 719	1,1	155 693	751,5%
Moyenne totale	1 069 710	10 293 083	9,622	1 722 365	16,7%

Source : Calcul des auteurs

II Simulation d'une mesure de politique sectorielle en faveur de relance de l'emploi

Cadre théorique et comptable du Modèle

Le modèle mobilisé pour l'analyse d'impact est un modèle d'équilibre général calculable dynamique considérant une dizaine de secteurs d'activité (Tableau 6.5), douze ménages et douze facteurs de travail (emplois) représentatifs des douze régions du Maroc. L'horizon temporel du modèle s'étend jusqu'en 2030, sachant qu'il se base, pour son cadre comptable, sur une Matrice de comptabilité sociale de l'année 2019, adaptée² à partir de la MCS officielle publiée par le HCP en recourant à des données régionales et à des données d'enquête emploi. L'élaboration des projections des agrégats (macroéconomiques et sectoriels), pour la conception du scénario de référence sur toute la période 2020-2030, a été réalisée en exploitant toutes les données officielles publiées pour les années 2020, 2021 et 2022, dans les tableaux de synthèse³. Le modèle considère un marché de travail avec chômage pour chacune des douze régions.

2. Voir Matrice agrégée dans l'annexe

3. Tableaux ressources-emplois et ceux des comptes économiques intégrés des années 2020, 2021 et 2022.

TABLE 6.5 : Nomenclature des secteurs retenus pour l'étude

Code	Désignation
A00	Agriculture, forêt et pêche
Text	Industrie extractive
Iman	Industrie manufacturière
E00	Electricité, gaz, eau
F45	Bâtiments et travaux publics
G00	Commerce de gros et de détail
TrsCom	Transports, entrepôts et communications
SER	Services marchands
ADM	Administration générale
MN0	Services sociaux

Source : Élaboré par les auteurs

Simulations consécutives aux politiques sectorielles en matière d'emploi

Comme mentionné dans la section 6.2.1, les mesures d'inefficience (à partir des tableaux 6.3 et 6.4), permettent de quantifier les mesures de politiques correctives en faveur de l'emploi (sectorielles et régionales).

L'inefficience révélée en création d'emploi par la valeur ajoutée sectorielle concerne tous les secteurs sauf l'agriculture, le commerce, les bâtiments et travaux publics et le transport et entrepôts.

TABLE 6.6 : Secteurs d'activité objets de la simulation

Secteur d'activité	Emploi réalisé	Manque à gagner effectif	Part % du réalisé	Hausse de Capital/Investissement
Administration générale	559 363	445 140	79,6%	79,6%
Industrie extractive	64 989	135 049	207,8%	207,8%
Industrie manufacturière	11 893 650	516 581	43,3%	43,3%
Services sociaux	417 220	395 586	94,8%	94,8%
Services marchands	1 529 431	1 222 502	80,0%	80,0%

Source : Élaboré par les auteurs

L'inefficience en création d'emploi par la valeur ajoutée régionale concerne toutes les régions, sauf l'oriental, Souss Massa, Fes-Meknes, Marrakech-Safi et Rabat-Salé-Kénitra, qui ne font pas l'objet de simulation.

L'application de la politique fiscale sur les régions ciblées, sur la période 2024-2030, permettrait une création d'emploi dans sept régions et une destruction dans les cinq régions restantes (Tableau 6.8).

La région Casablanca-Settat connaîtrait le plus grand nombre de postes créés

TABLE 6.7 : Régions objets de la simulation

Région	Emploi réalisé	Manque à gagner effectif	Part % du réalisé	Baisse de Taxe sur la Production correspondante
Guelmim Oued Noun	123 766	23 150	18,7%	75,1%
Darâa Tîlalet	212 370	55 100	25,9%	100,0%
Dakhla Oued Dahab	97 875	29 514	30,2%	100,0%
Tanger-Tétouan-Al Hoceima	827 073	296 915	35,9%	100,0%
Casablanca Settat	2 350 239	918 422	39,1%	100,0%
Béni-Mellal Khénifra	327 880	243 572	74,3%	100,0%
Lâayoune sakia Alhamra	20 719	155 693	751,5%	100,0%

Source : Élaboré par les auteurs

TABLE 6.8 : Emplois créés ou détruits suite à la politique fiscale régionale appliquée jusqu'en 2030

Création (+) ou destruction (-) de postes d'emploi du scénario régional sur la période 2024-2030	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
Tanger-Tétouan-Al Hoceima	60 551	62 238	63 580	64 807	65 822	66 521	66 826
Oriental	-6 179	-7 591	-9 129	-10 812	-12 608	-14 482	-16 400
Fes Meknes	-7 165	-9 120	-11 272	-13 667	-16 270	-19 028	-21 882
Rabat-Salé Kenitra	-11 262	-13 772	-16 506	-19 513	-22 743	-26 131	-29 609
Béni Mellal-Khénifra	30 021	31 187	32 226	33 291	34 304	35 174	35 822
Casablanca Settat	129 056	131 908	133 992	135 734	136 968	137 523	137 282
Marrakech-Safi	-8 349	-10 303	-12 479	-14 936	-17 637	-20 519	-23 515
Darâa Tafilalet	18 703	19 466	20 161	20 886	21 594	22 225	22 729
Souss Massa	-5 351	-6 751	-8 290	-9 995	-11 836	-13 778	-15 781
Guelmim Oued Noun	5 304	5 230	5 125	4 998	4 849	4 675	4 475
Lâayoune Sakia Alhamra	4 723	4 600	4 442	4 259	4 050	3 816	3 558
Dakhla Oued Dahab	669	590	501	403	295	179	56
Total national	210 721	207 682	202 350	195 456	186 787	176 173	163 561

Source : Élaboré par les auteurs

(de 129 056 en 2024 à 137 282 en 2030), suivie de Tanger-Tétouan-Al Hoceima (de 60 551 en 2024 à 66 826 en 2030). Quant à la destruction de postes la plus importante, elle toucherait Rabat-Salé-Kénitra (destruction de 11 262 postes en 2024 et de 29 609 en 2030) suivie de Marrakech-Safi dont la destruction toucherait de 8 349 postes en 2024 à 23 515 en 2030 et de Fes-Meknes avec une destruction allant de 7 165 postes en 2024 à 21 882 en 2030. Au niveau national, il en résulterait une création nette d'emploi, mais décroissante, allant de 210 721 postes en 2024 à 163 561 en 2030.

La politique budgétaire sur la période 2024-2026 permettrait une création d'emploi dans sept régions en début de période et, surtout, une destruction, en fin de période dans toutes les régions (Tableau 6.9).

La région de Casablanca-Settat connaîtrait une création de 129 056 postes en 2024 et la destruction du plus grand nombre de postes, en 2030, de 13 311 postes. En termes de destruction massive en fin de période, suivent les régions de Rabat-

TABLE 6.9 : Emplois créés ou détruits suite à la politique fiscale régionale appliquée jusqu'à 2026

Création (+) ou destruction (-) de postes d'emploi du scénario régional sur la période 2024- 2026	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
Tanger-Tétouan-Al Hoceïma	60 551	62 238	63 580	-5 096	-5 474	-5 784	-6 039
Oriental	-6 179	-7 591	-9 129	-3 923	-4 197	-4 410	-4 577
Fes Meknes	-7 165	-9 120	-11 272	-5 234	-5 734	-6 131	-6 446
Rabat-Salé Kenitra	-11 262	-13 772	-16 506	-6 737	-7 260	-7 673	-8 003
Béni Mellal-Khénifra	30 021	31 187	32 226	-2 409	-2 685	-2 910	-3 092
Casablanca Settat	129 056	131 908	133 992	-11 117	-12 008	-12 726	-13 311
Marrakech-Safi	-8 349	-10 303	-12 479	-4 923	-5 417	-5 825	-6 161
Darâa Tafilalet	18 703	19 466	20 161	-1 321	-1 460	-1 573	-1 663
Souss Massa	-5 351	-6 751	-8 290	-3 822	-4 152	-4 412	-4 619
Guelmim Oued Noun	5 304	5 230	5 125	-689	-742	-783	-814
Lâayoune Sakia Alhamra	4 723	4 600	4 442	-804	-852	-889	-917
Dakhla Oued Dahab	669	590	501	-289	-317	-337	-353

Source : Élaboré par les auteurs

Salé-Kénitra, Fes-Meknes, Marrakech-Safi puis Tanger-Tétouan-Al Hoceïma, avec une destruction respective de 8 003, 6 446, 6 161 et 6 039 postes. Ainsi, au niveau national, il y aurait une destruction nette en fin de période de 55 997 postes contre la création nette de 210 721 postes en 2024.

TABLE 6.10 : Emplois créés ou détruits par investissement sectoriel appliqué jusqu'à 2030

Création (+) ou destruction (-) de postes d'emploi du scénario sectoriel sur la période 2024-2030	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
Tanger-Tétouan-Al Hoceïma	97 626	112 343	125 256	137 301	148 555	158 875	168 048
Oriental	75 722	89 300	101 731	113 094	123 358	132 485	140 418
Fes Meknes	94 075	108 773	122 625	135 569	147 492	158 252	167 677
Rabat-Salé Kenitra	137 790	157 838	176 223	193 384	209 250	223 630	236 286
Béni Mellal-Khénifra	39 558	44 946	50 032	54 901	59 494	63 715	67 449
Casablanca Settat	226 136	260 860	291 409	319 704	345 981	369 978	391 279
Marrakech-Safi	83 838	95 287	105 909	116 133	125 853	134 855	142 882
Darâa Tafilalet	21 049	24 193	27 184	30 020	32 666	35 077	37 198
Souss Massa	73 652	84 500	94 613	104 071	112 793	120 673	127 584
Guelmim Oued Noun	15 393	17 978	20 427	22 682	24 723	26 539	28 121
Lâayoune Sakia Alhamra	16 928	19 862	22 519	24 942	27 132	29 081	30 780
Dakhla Oued Dahab	5 570	6 624	7 692	8 676	9 553	10 320	10 977
Total national	887 337	1 022 504	1 145 618	1 260 476	1 366 851	1 463 480	1 548 699

Source : Élaboré par les auteurs

L'application de la politique d'investissement sur les secteurs ciblés, sur toute la période 2024-2030 permettrait une création de l'emploi dans toutes les régions. La région de Casablanca-Settat connaîtrait le plus grand nombre de postes créés (de 226 136 en 2024 à 391 279 en 2030), suivie de la région de Rabat-Salé-Kénitra (de 137 790 en 2024 à 236 286 en 2030). Ensuite, les régions de Tanger-Tétouan-Al Hoceïma et Fes-Meknes profiteraient d'une importante création dépassant les 90 000 postes au début de période et de plus de 160 000 postes en fin de période.

Donc, au niveau national, il en résulterait une création nette d'emploi, croissante, allant de 887 337 postes en 2024 à 1 548 699 en 2030.

TABLE 6.11 : Emplois créés ou détruits par investissement sectoriel appliqué jusqu'à 2026

Création (+) ou destruction (-) de postes d'emploi du scénario sectoriel sur la période 2024-2026	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
Tanger-Tétouan-Al Hoceïma	97 626	112 343	125 256	135 992	146 115	155 456	163 795
Oriental	75 722	89 300	101 731	111 778	120 900	129 049	136 163
Fes Meknes	94 075	108 773	122 625	134 246	145 068	154 913	163 587
Rabat-Salé Kenitra	137 790	157 838	176 223	191 302	205 362	218 178	229 498
Béni Mellal-Khénifra	39 558	44 946	50 032	54 504	58 773	62 728	66 246
Casablanca Settat	226 136	260 860	291 409	316 484	339 983	361 588	380 853
Marrakech-Safi	83 838	95 287	105 909	115 216	124 177	132 543	140 043
Darâa Tafilalet	21 049	24 193	27 184	29 765	32 203	34 445	36 429
Souss Massa	73 652	84 500	94 613	103 015	110 852	117 987	124 282
Guelmim Oued Noun	15 393	17 978	20 427	22 377	24 142	25 714	27 084
Lâayoune Sakia Alhamra	16 928	19 862	22 519	24 622	26 527	28 226	29 709
Dakhla Oued Dahab	5 570	6 624	7 692	8 565	9 347	10 033	10 624
Total national	887 337	1 022 504	1 145 618	1 247 865	1 343 449	1 430 860	1 508 313

Source : Calcul des auteurs

L'application de la politique d'investissement sur les secteurs ciblés, juste sur la période 2024-2026 engendrerait une création de l'emploi, importante, dans toutes les régions. La création la plus importante, en fin de période, serait à l'actif de la région de Casablanca-Settat avec 380 853 postes, suivie de la région de Rabat-Salé-Kénitra (de 229 498 en 2030). Ensuite, les régions de Tanger-Tétouan-Al Hoceïma et Fes-Meknes profiteraient, toujours, d'une importante création dépassant de plus de 160 000 postes en fin de période.

De ce fait, au niveau national, la création nette d'emploi prévaudrait, et de façon aussi croissante, allant de 887 337 postes en 2024 à 1 508 313 en 2030.

Pour appréhender les effets de ces politiques (fiscales régionales et d'investissement sectoriel, que ce soit sur l'échéancier de 2024-2026 ou celui de 2024-2030), un calcul de l'indice de Gini sur les anciens et nouveaux postes d'emplois créés par région est effectué. Il est question de comparer l'indice de Gini entre les emplois régionaux avant simulation de politique et après application des deux politiques et selon les deux échéanciers. La figure 6.1 montre l'évolution de l'indice, consécutive à toutes les politiques et en absence de politique, sur la période allant de 2024 à 2030.

TABLE 6.12 : Indice de Gini des effectifs des régions en emploi créés suite à chaque politique

Indice de GINI de l'emploi régional	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
Période de choc à 2030 référence	0,411281	0,411233	0,411192	0,411159	0,411132	0,411106	0,411078
Période de choc à 2030 Scénario sectoriel	0,411251	0,411061	0,410815	0,410600	0,410431	0,410302	0,410203
Période de choc à 2030 Scénario régional	0,413079	0,413137	0,413187	0,413239	0,413289	0,413331	0,413362
Période de choc à 2026 Scénario sectoriel	0,411251	0,411061	0,410815	0,410612	0,410452	0,410330	0,410236
Période de choc à 2026 Scénario régional	0,413079	0,413137	0,413187	0,411220	0,411196	0,411171	0,411144

Source : Calcul des auteurs

À la lecture du graphique, il est aisé de constater que l'inégalité régionale est croissante pour l'emploi résultant de la politique fiscale appliquée pour l'échéancier de 2024-2030. Par contre, l'application de la même politique, mais juste sur l'échéance des 3 premières années (à partir de 2024) se solde par une baisse de cette inégalité en 2027 avant de se stabiliser pour le reste de la période jusqu'en 2030.

Enfin, l'application de la politique d'investissement aboutirait clairement à une baisse de l'inégalité de l'emploi régional. L'application de cette politique sur toute la période jusqu'en 2030, induirait une baisse légèrement plus importante, voire de même intensité, de cette inégalité.

Une lecture quantitative des résultats d'impact des politiques (fiscale régionale et d'investissement sectoriel) proposées est nécessaire pour estimer jusqu'à quel point l'emploi généré pourrait réduire le manque à gagner dû à l'inefficience constatée pour certaines régions. Dans les tableaux 6.10 et 6.11, sont dressées des comparaisons entre les effectifs ou postes d'emplois créés par les deux politiques et le manque à gagner en emploi, pour les régions « inefficientes ». Ladite comparaison s'effectue, en premier lieu, entre le manque à gagner constaté à partir des données de l'année 2018 avec les effectifs engendrés par chaque politique au début de période de simulation, 2014. Ensuite, la comparaison oppose le manque à gagner avec les effectifs engendrés en fin de période (2030). L'idée est de voir si l'application des politiques (et selon chacun des échéanciers, de 2024 à 2026 ou jusqu'à 2030), permettrait de combler ce manque ou, du moins, l'approcher.

La confrontation des résultats d'impact sur l'emploi engendré par les deux politiques concerne les régions de Tanger-Tétouan-Al Hoceïma, de Béni Mellal-Khénifra, de Casablanca-Settat, de Drâa Tafilalet et des régions du sud.

L'application des deux politiques, sur toute la période 2024-2030, révèle une amélioration notable de l'emploi dans les régions concernées. Plus précisément, les effectifs engendrés s'approchent, au fil de l'horizon temporel allant à 2030, des effectifs des manques à gagner en emploi dans ces régions. La comparaison entre les effets des deux politiques montre que la politique d'investissement sectoriel serait celle qui créerait le nombre de postes le plus proche du manque à gagner pour chacune des sept régions concernées. En 2024, les postes créés par la politique d'investissement sectoriel couvriraient par rapport à la politique fiscale régionale, respectivement, pour la région Tanger-Tétouan-Al Hoceïma 33% contre 20%, pour la région Béni Mellal-Khénifra 16% contre 12%, pour la région Casablanca-Settat 25% contre 14%, pour la région Darâa Tafilalet 38% contre 34%, pour la région Guelmim Oued Noun 66% contre 23%, pour la région Lâayoune Sakia Alhamra 57% contre 16%, pour la région Dakhla Oued Dahab 3% contre presque 0%. En 2030, les postes créés par la politique d'investissement sectoriel couvriraient par rapport à la politique fiscale régionale, respectivement, pour la région Tanger-Tétouan-Al Hoceïma 57% contre 23%, pour la région Béni Mellal-Khénifra 28% contre 15%, pour la région Casablanca-Settat 43% contre 15%, pour la région Darâa Tafilalet

TABLE 6.13 : Réponse au gap d'emploi par les 2 politiques appliquées jusqu'en 2030

Période 2024-2030	Manque à gagner (2018)	Création (+) ou destruction (-) de postes d'emploi Scénario REGIONAL				Création (+) ou destruction (-) de postes d'emploi Scénario SECTORIEL			
		2024	2024/manque	2030	2030/manque	2024	2024/manque	2030	2030/manque
Tanger-Tétouan-Al Hoceïma	296 915	60 551	20%	66 826	23%	97 626	33%	168 048	57%
Oriental	0	-6 179	0%	-16 400	0%	75 722	0%	140 418	0%
Fes Meknes	0	-7 165	0%	-21 882	0%	94 075	0%	167 677	0%
Rabat-Salé	0	-11 262	0%	-29 609	0%	137 790	0%	236 286	0%
Kenitra	0	30 021	12%	35 822	15%	39 558	16%	67 449	28%
Béni Mellal-Khénifra	243 572	129 056	14%	137 282	15%	226 136	25%	391 279	43%
Casablanca	918 422	-8 349	0%	-23 515	0%	83 838	0%	142 882	0%
Settat	0	18 703	34%	22 729	41%	21 049	38%	37 198	68%
Marrakech-Safi	55 100	-5 351	0%	-15 781	0%	73 652	0%	127 584	0%
Darâa Tafilalet	0	5 304	23%	4 475	19%	15 393	66%	28 121	121%
Guelmim Oued Noun	23 150	4 723	16%	3 558	12%	16 928	57%	30 780	104%
Lâayoune Sakia Alhamra	29 514	669	0%	56	0%	5 570	4%	10 977	7%
Dakhla Oued Dahab	155 693	210 721	12%	163 561	9%	887 337	52%	1 548 699	90%
Total national	1 722 365								

Source : Calcul des auteurs

68% contre 41%, pour la région Guelmim Oued Noun 121% contre 19%, pour la région Lâayoune Sakia Alhamra 104% contre 12%, pour la région Dakhla Oued Dahab 7% contre presque 0%. Enfin, force est de constater que la politique d'investissement sectoriel permettrait de combler ou de minimiser plus fortement le manque à gagner en emploi régional (qualifié d'inefficience juste avant). Concernant l'application des deux politiques uniquement sur la période 2024-2026, et en fin de période, 2030, la politique fiscale régional devrait engendrer une perte de postes d'emplois, au moment où la politique d'investissement sectoriel comblerait le manque à gagner en emploi pour les régions en question. Plus précisément, l'emploi créé par cette dernière politique permettrait une couverture dépassant 100% pour les 2 régions du sud (Guelmim Oued Noun et Lâayoune Sakia Alhamra) et une couverture de plus de 50% pour les régions de Tanger-Tétouan-Al Hoceïma et de Darâa Tafilalet). En définitive, la politique d'investissement sectoriel est la plus adéquate pour combler le manque à gagner en emploi régional de plus de la moitié des régions et, par la suite, de réduire les inégalités d'emploi.

TABLE 6.14 : Réponse au gap d'emploi par les 2 politiques appliquées jusqu'en 2026

Période 2024-2026	Manque à gagner (2018)	Création (+) ou destruction (-) de postes d'emploi du scénario REGIONAL				Création (+) ou destruction (-) de postes d'emploi du scénario SECTORIEL			
		2024	2024/manque	2030	2030/manque	2024	2024/manque	2030	2030/manque
Tanger-Tétouan-Al Hoceïma	296 915	60 551	20%	-6 039	-2%	97 626	33%	163 795	55%
Oriental	0	-6 179	0%	-4 577	0%	75 722	0%	136 163	0%
Fes Meknes	0	-7 165	0%	-6 446	0%	94 075	0%	163 587	0%
Rabat-Salé	0	-11 262	0%	-8 003	0%	137 790	0%	229 498	0%
Kenitra	0	30 021	12%	-3 092	-1%	39 558	16%	66 246	27%
Béni Mellal-Khénifra	572	129 056	14%	- 13 311	-1%	226 136	25%	380 853	41%
Casablanca	918	-8 349	0%	-6 161	0%	83 838	0%	140 043	0%
Settat	422	18 703	34%	-1 663	-3%	21 049	38%	36 429	66%
Marrakech-Safi	0	-5 351	0%	-4 619	0%	73 652	0%	124 282	0%
Darâa Tafilalet	100	5 23	23%	- 814	-4%	15 393	66%	27 084	117%
Souss Massa	0	29 4	16%	- 917	-3%	16 928	57%	29 709	101%
Guelmim Oued Noun	150	723 155	0%	353 0%	0%	5 570	4%	10 624	7%
Lâayoune	29	669							
Sakia Alhamra	514								
Dakhla Oued	155								
Dahab	693								
Total national	1 722 365	210 721	12%	- 55 997	-3%	887 337	52%	1 508 313	88%

Source : Calcul des auteurs

Conclusion

L'étude s'est intéressée aux inégalités en matière d'emploi entre les douze régions du Maroc. Elle a mis en exergue les inégalités interrégionales en termes d'opportunités d'emploi qui contribuent aux disparités régionales. Une analyse d'efficacité de la Valeur Ajoutée en termes de création d'emploi par région a été conduite via la méthode DEA (une méthode qui se base sur le principe de frontière stochastique). L'usage de la méthode a consisté en une comparaison du ratio d'emploi créé/réalisé sur la valeur ajoutée de toutes les douze régions. L'objectif, de cet usage, est de pouvoir mener une comparaison qui ne soit pas biaisée par la taille/démographie des régions. Les résultats ressortis confirment l'existence d'inefficience synonyme d'inégalité régionale en termes de potentiel de création d'emploi.

L'inefficience dégagée/révlée concerne aussi bien des régions que des secteurs d'activité. Ces régions et secteurs font l'objet de simulation de politiques « correctives » régionale (via réduction fiscale directe sur la production dans ces régions ciblées) et sectorielle (par un investissement sectoriel ciblant les secteurs dégagés).

Les résultats des simulations d'impact de ces deux politiques via un modèle d'équilibre général dynamique prenant en charge l'aspect régional en termes de facteurs de travail et de catégories de ménages, indiquent que la politique sectorielle d'investissement est nettement plus efficace que celle de fiscalité directe régionale.

En effet, d'une part, la première politique permettrait la création continue de postes d'emplois, tant au niveau des régions que national, sur toute la période de 2024-2030 tandis que la seconde politique (fiscale directe régionale) pourrait engendrer des pertes/destructions d'emploi pour certaines régions. D'autre part, la première politique permettrait de diminuer les inégalités d'emplois entre les régions tandis que la seconde l'augmenterait.

Ce travail présente certaines limites qui le rendent perfectible. Plus précisément, l'aspect régional de l'outil (modèle) de l'étude se limite aux ménages et aux facteurs de travail, alors qu'il serait possible de développer un modèle régional plus exhaustif. En effet, la régionalisation pourrait être intégrée au niveau des secteurs (branches et produits), ainsi qu'au niveau des entreprises et des collectivités locales ou territoriales, qui représenteraient l'agent « Gouvernement ».

Bibliographie

- André, T. (2023). Contribution to the theory of territorial development : A territorial innovations approach.
- Coelli, T. (1996). A Data Envelopment Analysis (Computer) Program. *CEPA Working Paper*, 96/08.
- Conseil Économique, Social et Environnemental. (2017). *Les inégalités régionales et territoriales : Focus du rapport annuel 2017*.
- Haut-Commissariat au Plan. (2022). *Activité, emploi et chômage : Résultats annuels 2022*.
- Haut-Commissariat au Plan. (n.d.). *Comptes Nationaux, base 2014*.
- Ministère de l'Économie et des Finances. (2021). *Projet de loi de finances pour l'année budgétaire 2021 : Note sur la répartition régionale de l'investissement*.
- Seiford, L. (1996). Data Envelopment Analysis : The evolution of the state of the art (1978–1995). *Journal of Productivity Analysis*, 7(2–3), 99–137.

ANNEXE

TABLE 6.15 : Matrice de comptabilité sociale (2019)

MM DHS	Bran ches	Prod uits	Exp ort	Tra vail	Cap ital	T M	IR O	IS O	TXT VA	TX AIP	TXS UBC	TAX XO	SUB PO	fir m	gvt	Mén age	ro w	VS TK	INV priv	INV pub	TOT AL
Bra nches	0	1 326	465	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1 791
Pro duits	771	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	223	661	0	50	274	44	2 023
Exp ort	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	465	0	0	0	46 5
Tra vail	301	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	30 1
Cap ital	652	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	65 2
TM	0	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	10
IRO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	29	0	0	0	0	29
ISO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	67	0	0	0	0	0	0	67
TXT VA	0	88	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	88
TX AIP	0	50	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	50
TXS UBC	0	-14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	- 14
TA XO	14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	14
SUB PO	-1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-1
fir m	0	0	0	0	320	0	0	0	0	0	0	0	0	62	25	32	9	0	0	0	44 7
gvt	53	0	0	0	20	10	29	67	88	50	-14	14	-1	30	127	28	5	0	0	0	50 6
Mén age	0	0	0	301	312	0	0	0	0	0	0	0	0	76	82	17	76	0	0	0	86 5
row	0	564	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	29	5	5	0	0	0	0	60 2
VST K	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	50	0	0	50
INV priv	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	183	0	94	48	0	0	0	32 4
INV pub	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	44	0	0	0	0	0	44
TO TAL	1 791	2 023	4 65	3 01	6 52	1 0	2 9	6 7	88	5 0	-14	14	-1	4 47	5 06	86 5	6 02	5 0	32 4	44	

Source : Élaboration des auteurs

TABLE 6.16 : Matrice de comptabilité sociale (2019)

MMDHS	Milliard de Dirhams
TM	Droits de douane par produit
IRO	Impôts sur le revenu par région
ISO	Impôt sur les sociétés
TX TVA	Recettes de Taxes sur la Valeur Ajoutée par produit
TXAIP	Recettes des autres impôts sur les produits par produit
TXSUBC	Dépenses de subvention à la consommation par produit
TAXXO	Taxe sur la production par branche
SUBPO	Dépenses de subvention à la production par branche
firm	Agente Entreprises
gvt	Agent Gouvernement
row	Agent Reste du Monde
VSTK	Variation de stocks
INVpriv	Investissement privé par produit
INVpub	Investissement public par produit

Source : Élaboration des auteurs

7 L'inégalité de création d'emplois à l'ère du numérique : Dynamiques sectorielles et impact technologique

Karim BENJLAIL, Idriss EL ABBASSI

Résumé

Le dynamisme du marché du travail constitue aujourd'hui un enjeu central pour toutes les économies du monde. Créer des emplois tout en réduisant le chômage est un défi de plus en plus complexe, notamment en raison de l'essor des nouvelles technologies et du progrès technique. Ces avancées, en optimisant la production et l'organisation du travail, tendent à substituer le travail humain par des solutions automatisées, modifiant ainsi profondément les structures de l'emploi. Face à cette mutation, il devient crucial d'identifier les secteurs d'activité susceptibles de garantir une création d'emplois durable, malgré ces transformations. Cette étude se penche sur cette problématique en analysant le rôle du secteur des services dans les pays émergents. Pour ce faire, nous avons mobilisé un modèle économétrique de type "Pooled Mean Group" appliqué à un panel de 33 pays à revenu intermédiaire sur la période 1997-2019. Cette approche permet d'estimer simultanément des effets de court et de long terme, offrant ainsi une vision plus complète des dynamiques d'emploi. Nos résultats révèlent que le secteur des services représente un levier essentiel pour assurer une croissance de l'emploi pérenne dans ces économies en mutation, en raison de sa capacité à s'adapter aux évolutions technologiques tout en absorbant une main-d'œuvre diversifiée.

Mots-clés : Emploi - Secteurs d'activité - Technologie - panel-Pooled mean group

The Inequality of Job Creation in the Digital Age : Sectoral Dynamics and Technological Impact

Abstract

The dynamism of the labor market is now a central issue for all economies worldwide. Creating jobs while reducing unemployment is an increasingly complex challenge, particularly due to the rise of new technologies and technical progress. These advancements, by optimizing production and work organization, tend to replace human labor with automated solutions, thus profoundly transforming employment structures. In response to this shift, it is crucial to identify sectors capable of ensuring sustainable job creation despite these transformations. This study examines this issue by analyzing the role of the service sector in emerging countries. To this end, we employed an econometric model of the "Pooled Mean Group" type, applied to a panel of 33 middle-income countries over the period 1997–2019. This approach allows for the simultaneous estimation of short- and long-term effects, providing a more comprehensive view of employment dynamics. Our results reveal that the service sector is a key driver in ensuring sustainable employment growth in these evolving economies, due to its ability to adapt to technological changes while absorbing a diverse workforce.

Keywords : Employment-Economic Sectors-Technology- Panel; Pooled Mean Group

Introduction

Le monde connaît une croissance quasi continue de sa force de travail, néanmoins la part des personnes occupées ne cesse de diminuer. Ce paradoxe soulève des questions majeures quant aux dynamiques du marché du travail et aux défis liés à l'emploi dans un contexte de transformation économique rapide. En effet, entre 1997 et 2019, la population mondiale en âge de travailler a connu une croissance moyenne de 1,37 % par an, reflétant l'augmentation démographique et l'entrée massive de nouvelles générations sur le marché du travail. Cependant, cette augmentation ne s'est pas traduite par une progression équivalente de l'emploi, puisque la part des personnes employées a enregistré une décroissance moyenne de -0,44 % au cours de la même période.

Cette tendance est encore plus marquée dans les pays à revenu intermédiaire, où l'écart entre la croissance de la force de travail et l'évolution de l'emploi s'accroît. En moyenne, la force de travail dans ces pays a progressé de 1,39 % par an entre 1997 et 2019, tandis que la part de la population active occupée a connu un recul plus prononcé de -0,58 %. Ces chiffres mettent en évidence un problème structurel dans ces économies : la difficulté à générer un volume d'emplois suffisant pour absorber la main-d'œuvre disponible. Cette insuffisance de création d'emplois constitue un enjeu majeur pour le développement économique et social des pays concernés. Par ailleurs, l'émergence des nouvelles technologies bouleverse profondément les dynamiques du marché du travail, rendant plus difficile l'accès à l'emploi. À cet égard, Wassily Leontief (1983) souligne que toute tâche réalisée par un travailleur suivant des instructions précises est susceptible d'être automatisée. Il établit une analogie entre la disparition du rôle des chevaux dans l'agriculture avec l'introduction des tracteurs et la diminution du rôle des travailleurs humains face aux avancées technologiques : *"Any worker who now performs his task by following specific instructions can, in principle, be replaced by a machine. This means that the role of humans as the most important factor of production is bound to diminish in the same way that the role of horses in agricultural production was first diminished and then eliminated by the introduction of tractors."*(Leontief, 1983).

Cette idée n'est pas nouvelle. Déjà en 1821, David Ricardo reconnaissait que les craintes des travailleurs face à l'introduction des machines dans le processus de production étaient fondées et conformes aux principes de l'économie politique : *"The opinion, entertained by the labouring class, that the employment of machinery is frequently detrimental to their interests, is not founded on prejudice and error, but is conformable to the correct principles of political economy."*(Ricardo, 1951, vol. 1, p. 392 ; third edition, 1821).

Ainsi, la question de l'impact du progrès technologique sur l'emploi se pose avec acuité. Face à ces mutations, il devient impératif d'identifier les secteurs économiques capables de répondre aux besoins croissants en emploi. Nous nous interrogeons alors sur le secteur clé qui, malgré le progrès technologique, pourrait

être un moteur de création d'emplois.

Pour répondre à cette problématique, nous nous appuyons sur un cadre d'analyse inspiré de la loi d'Okun, qui met en relation le taux de chômage et le taux de croissance économique. Toutefois, contrairement aux approches traditionnelles, notre variable dépendante est la croissance de l'emploi et non le taux de chômage. L'objectif est d'identifier les moteurs sectoriels de l'emploi en tenant compte des spécificités structurelles des économies étudiées.

Méthodologiquement, nous avons adopté un modèle économétrique de type ARDL (Auto-Regressive Distributed Lag), comme proposé par Silvapulle et Co (2004) et développé par Apap et Gravino (2017), permettant d'intégrer les effets sectoriels. Nous avons utilisé la croissance sectorielle pondérée par le poids de chaque secteur dans l'économie ainsi que la croissance de la productivité totale des facteurs (PTF) comme variables explicatives. Pour enrichir notre analyse, nous avons exploité les avantages des données de panel, ce qui nous a permis d'examiner un échantillon de 33 pays à revenu intermédiaire (regroupant les deux tranches) issus de divers continents. Cette approche garantit des résultats plus robustes et généralisables aux économies émergentes. Nos données couvrent la période 1997-2019, et le modèle économétrique adopté est le "Pooled Mean Group" (PMG), proposé par Pesaran, Shin et Smith (1999). Ce modèle présente l'avantage de capturer les effets de court et de long terme tout en tenant compte des spécificités structurelles de chaque pays. Toutefois, notre attention se focalisera principalement sur les effets de long terme, dans la mesure où notre objectif est d'identifier le secteur qui pourrait contribuer structurellement à la création d'emplois.

En somme, cette étude ambitionne d'apporter un éclairage nouveau sur les défis du marché du travail en lien avec la transformation technologique et la croissance sectorielle. Identifier les moteurs de l'emploi à long terme constitue une étape cruciale pour formuler des politiques économiques efficaces visant à répondre aux besoins croissants en travail dans un monde en mutation.

La structure de cet article est organisée comme suit. Dans un premier temps, une revue de la littérature sera présentée afin de situer notre recherche dans le contexte des travaux existants et d'identifier les principaux apports ainsi que les limites des études antérieures. Ensuite, une deuxième section sera consacrée à l'exploration des données à travers des statistiques descriptives, permettant d'obtenir une première vision des tendances et des caractéristiques des variables étudiées. La troisième section détaillera la méthodologie adoptée pour l'estimation ainsi que le modèle économétrique utilisé, en précisant les hypothèses sous-jacentes et les techniques d'estimation retenues. Dans la quatrième section, les résultats des estimations seront exposés et analysés en profondeur afin d'en tirer des interprétations économiques pertinentes. Enfin, l'article se conclura par une synthèse des principaux enseignements de l'étude, une discussion sur leurs implications et, le cas échéant, des pistes pour des recherches futures.

I État de l'art

En se référant à la théorie néoclassique de la croissance économique, le progrès technique est considéré comme le principal moteur de la croissance à long terme, après l'épuisement des effets de l'accumulation du capital (Solow, 1956, 1957). Dans ce cadre, la productivité globale des facteurs (PGF) joue un rôle crucial en permettant d'accroître la production sans augmentation proportionnelle des intrants (Barro et Sala-i-Martin, 2004). Cette approche met en évidence l'importance de l'innovation et du progrès technique dans le développement économique et leur capacité à améliorer l'efficacité des processus productifs.

L'intégration des nouvelles technologies dans les processus de production engendre des gains de productivité significatifs, notamment en augmentant l'efficacité du travail et du capital (Acemoglu, 2003; Basu et al., 2006). Cependant, ces gains ne sont pas uniformément répartis et peuvent entraîner des transformations profondes du marché du travail. D'un côté, l'automatisation et la numérisation peuvent améliorer la productivité et stimuler la croissance économique (Brynjolfsson et McAfee, 2014); de l'autre, elles peuvent aussi engendrer des défis en matière d'emploi, notamment en remplaçant certains travailleurs par des machines ou des algorithmes plus performants (Arntz, Gregory et Zierahn, 2016).

Joseph Schumpeter (1942) a mis en avant le concept de « destruction créatrice », selon lequel les innovations majeures entraînent simultanément la disparition d'emplois et d'activités économiques obsolètes, tout en créant de nouvelles opportunités ailleurs. Ce phénomène s'observe à travers l'histoire économique, où chaque grande révolution technologique (révolution industrielle, révolution numérique) a initialement provoqué des pertes d'emplois avant de stimuler la croissance et la création de nouveaux secteurs (Mokyr, 1990). Toutefois, le rythme et l'intensité de ces transformations varient selon les contextes et les capacités d'adaptation des travailleurs et des institutions économiques. Un point central dans le débat sur l'impact du progrès technique sur l'emploi réside dans la nature substitutive ou complémentaire des nouvelles technologies par rapport à la main-d'œuvre. Autor (2015) souligne que certaines innovations peuvent remplacer des travailleurs dans des tâches routinières (automatisation des chaînes de production, intelligence artificielle), tandis que d'autres renforcent leur productivité en leur fournissant des outils plus performants. Cette dualité implique que l'effet global du progrès technique sur l'emploi dépend de multiples facteurs, notamment des politiques d'éducation et de formation, de la capacité d'adaptation des entreprises et du cadre institutionnel qui encadre ces évolutions.

D'un point de vue empirique, plusieurs études confirment que l'impact du progrès technique sur l'emploi est contrasté. Par exemple, la Banque mondiale (2019) note que bien que certaines innovations entraînent la suppression d'emplois dans les secteurs directement affectés, elles créent simultanément de nouvelles opportunités dans les secteurs connexes ou émergents. Autor et Salomons (2018)

montrent ainsi que les pertes d'emplois induites par l'automatisation dans certains secteurs sont souvent compensées par la croissance d'emplois dans d'autres segments de l'économie, notamment ceux qui utilisent les nouveaux intrants produits grâce aux avancées technologiques.

En conclusion, si le progrès technique constitue un moteur essentiel de la croissance économique, son impact sur l'emploi est ambivalent. Il génère des gains de productivité et stimule la croissance, mais il peut également engendrer des perturbations sur le marché du travail. La capacité des économies à maximiser les bénéfices du progrès technologique tout en atténuant ses effets négatifs repose sur des politiques adaptées, notamment en matière de formation, d'accompagnement des transitions professionnelles et de soutien à l'innovation inclusive.

L'un des principaux faits stylisés de la macroéconomie moderne, avancés par Kaldor (1961), est que la part du travail dans le revenu national est restée à peu près constante au cours du temps (Jones et Romer, 2010). Cette régularité empirique, souvent appelée « constance de la répartition du revenu », a longtemps été considérée comme un élément fondamental des modèles de croissance et de distribution des revenus. Toutefois, des évolutions récentes ont remis en question cette stabilité, incitant les économistes à réévaluer les déterminants de la répartition des revenus entre le travail et le capital.

Depuis les années 1980, et plus encore depuis les années 1990, une tendance à la baisse de la part du travail dans le revenu national a été observée dans de nombreux pays développés et émergents. Ce déclin est documenté par une littérature de plus en plus abondante (Elsby, Hobijn et Şahin, 2013 ; Karabarbounis et Neiman, 2013 ; Piketty, 2014 ; Dao et al., 2017). Cette évolution est préoccupante car elle reflète des transformations structurelles majeures de l'économie mondiale, en lien avec le progrès technologique, la mondialisation et les mutations institutionnelles des marchés du travail.

L'un des facteurs majeurs avancés pour expliquer cette tendance est le rôle croissant des technologies de l'information et de la communication (TIC). Karabarbounis et Neiman (2014) montrent que la baisse de la part du travail s'explique en grande partie par la diminution relative du coût des TIC par rapport au coût du travail. Cette dynamique a favorisé la substitution du capital au travail, réduisant ainsi la demande de main-d'œuvre, en particulier pour les tâches routinières (Autor, Levy et Murnane, 2003 ; Acemoglu et Restrepo, 2018). L'automatisation et l'essor de l'intelligence artificielle ont exacerbé ce phénomène, modifiant profondément l'avantage comparatif entre l'homme et la machine (Brynjolfsson et McAfee, 2014 ; Ford, 2017 ; Frey et Osborne, 2017).

Par ailleurs, des facteurs institutionnels et macroéconomiques contribuent également à cette évolution. La diminution de la part du travail est souvent associée à la baisse du pouvoir de négociation des travailleurs, due à la diminution du taux de syndicalisation, aux réformes du marché du travail favorisant la flexibilité, et à l'affaiblissement des mécanismes de protection sociale (Stansbury et Summers, 2020).

En outre, la mondialisation et l'intégration croissante des économies émergentes dans le commerce international ont intensifié la concurrence sur le marché du travail, exerçant une pression à la baisse sur les salaires dans de nombreux secteurs (Autor, Dorn et Hanson, 2013). Ainsi, la dynamique de la répartition du revenu entre le travail et le capital est le résultat de multiples facteurs interdépendants. Si la baisse de la part du travail semble être une tendance structurelle, son ampleur et ses causes exactes restent sujettes à débat. Des recherches futures devront approfondir l'impact des nouvelles technologies, des changements institutionnels et des politiques économiques sur cette transformation de la répartition des revenus.

Les technologies qui améliorent la productivité des facteurs peuvent engendrer des forces opposées sur l'emploi total dans une économie. D'une part, l'effet de substitution se produit lorsque les nouvelles technologies automatisent certaines tâches, réduisant ainsi la demande de main-d'œuvre pour ces emplois. Cet effet a été particulièrement étudié dans le cadre du progrès technique biaisé en faveur des compétences, qui tend à substituer le travail non qualifié par des machines ou des logiciels avancés (Acemoglu, 2002). L'automatisation et l'intelligence artificielle ont exacerbé cette dynamique dans plusieurs secteurs, notamment la production manufacturière et les services administratifs (Autor, Levy et Murnane, 2003).

D'autre part, un effet de revenu peut se manifester lorsque l'amélioration de la rentabilité et de l'efficacité de la production stimule la demande globale, augmentant ainsi l'emploi dans certains secteurs complémentaires ou émergents (Aghion et Howitt, 1994). Cette dynamique repose en grande partie sur la capacité des travailleurs à s'adapter aux nouvelles exigences du marché du travail et à acquérir des compétences compatibles avec l'essor des nouvelles technologies (Acemoglu et Autor, 2011). Par exemple, la demande de travailleurs qualifiés dans le secteur des technologies de l'information et de la communication (TIC) a fortement augmenté au cours des dernières décennies, illustrant un déplacement de l'emploi vers des activités nécessitant des compétences cognitives et analytiques avancées (Goos, Manning et Salomons, 2014).

La capacité de l'effet revenu à compenser l'automatisation dépend également des politiques publiques et institutionnelles en place. Des investissements dans l'éducation et la formation continue sont essentiels pour permettre aux travailleurs de s'adapter aux mutations du marché du travail (Goldin et Katz, 2008). Par ailleurs, la régulation du marché du travail, la protection sociale et les politiques d'innovation influencent la manière dont les effets de substitution et de revenu interagissent dans l'économie (Bessen, 2019).

En somme, l'impact des technologies sur l'emploi est déterminé par une interaction complexe entre substitution et création d'emplois. La transition technologique ne mène pas nécessairement à un chômage technologique de masse, mais exige une adaptation constante des travailleurs et des institutions pour garantir une réallocation efficace de la main-d'œuvre.

Dans la littérature, les modèles de recherche et d'appariement ont été largement

utilisés pour analyser les effets de déplacement de l'emploi résultant de l'introduction de nouvelles technologies dans le processus de production. Ces modèles, développés notamment par Mortensen et Pissarides (1994, 1998, 1999), offrent un cadre théorique permettant de comprendre comment les dynamiques du marché du travail réagissent aux évolutions technologiques et aux politiques de l'emploi.

Mortensen et Pissarides (1998) montrent que lorsque les coûts de mise à jour des compétences des travailleurs existants augmentent, la « destruction créatrice » devient plus prononcée. Inspiré du concept développé par Schumpeter (1942), ce phénomène implique que les tâches de travail existantes sont remplacées par du capital intégrant de nouvelles technologies. Ainsi, les travailleurs dont les compétences deviennent obsolètes sont contraints de se repositionner sur le marché du travail, souvent avec des difficultés accrues.

Par ailleurs, Mortensen et Pissarides (1999) soulignent que la protection de l'emploi et des niveaux élevés d'indemnisation du chômage peuvent exacerber le degré et la persistance du chômage à la suite d'un choc technologique. En effet, des barrières élevées à l'ajustement du marché du travail peuvent ralentir le processus de réallocation des travailleurs vers de nouveaux emplois, entraînant une augmentation du chômage structurel.

Ces dynamiques ont contribué à la transformation des structures d'emploi aux États-Unis et en Europe au cours des dernières décennies, avec une polarisation croissante des emplois. Autor, Levy et Murnane (2003) montrent que l'automatisation et les nouvelles technologies ont conduit à une substitution des emplois routiniers par des machines, réduisant ainsi la demande pour les professions moyennement qualifiées. Cette tendance a été confirmée par Goos et Manning (2007), qui mettent en évidence une augmentation simultanée des emplois très qualifiés et des emplois peu qualifiés, au détriment des emplois intermédiaires. L'évolution des structures d'emploi est également influencée par la mondialisation et les délocalisations, qui renforcent la disparition des emplois manufacturiers de qualification intermédiaire dans les pays développés (Autor, Dorn et Hanson, 2013). Ainsi, la combinaison des effets technologiques et des dynamiques économiques globales conduit à une reconfiguration du marché du travail, nécessitant une adaptation des politiques publiques pour faciliter la transition des travailleurs vers des secteurs en croissance. L'automatisation et la délocalisation constituent deux des principaux facteurs expliquant la baisse de l'emploi manufacturier dans les économies avancées. Ces phénomènes ont conduit à une réduction significative de la demande de travailleurs moyennement et faiblement qualifiés effectuant des tâches routinières et codifiables, entraînant ainsi une polarisation du marché du travail (Acemoglu, 1999 ; Autor, 2015 ; Goos et al., 2014).

Un grand nombre des professions perdues se situaient dans le secteur industriel, alors même que la valeur ajoutée de ce secteur restait résiliente. Aux États-Unis, l'emploi des opérateurs de machines, des assembleurs et d'autres employés de production a diminué de plus d'un tiers tous les dix ans entre 1980 et 2005 (Autor

et Dorn, 2013). De même, une étude menée sur 16 économies européennes entre 1993 et 2010 a montré que la part de l'emploi représentée par les professions moyennement et faiblement qualifiées du secteur industriel a diminué de près de 10 points de pourcentage (Goos et al., 2014).

L'impact de l'automatisation est particulièrement visible dans le secteur manufacturier où l'introduction de technologies avancées, telles que la robotique et l'intelligence artificielle, a permis d'accroître la productivité tout en réduisant le besoin de main-d'œuvre. Aux États-Unis et en France, l'utilisation accrue de la robotique dans l'industrie est inversement corrélée aux niveaux d'emploi industriel depuis respectivement 1990 et 2010 (Acemoglu et Restrepo, 2020). Cette tendance suggère que les gains de productivité issus de l'automatisation ne se traduisent pas nécessairement par une augmentation des emplois, mais plutôt par un déplacement des tâches vers des postes plus qualifiés ou vers d'autres secteurs économiques. Sur un plan plus théorique, Baumol (1967) a montré que le taux de changement technique plus élevé dans les industries manufacturières par rapport aux services entraîne une diminution relative de la part de l'emploi manufacturier sous certaines conditions. Cette idée, connue sous le nom de « maladie des coûts de Baumol », suggère que l'amélioration de la productivité dans le secteur industriel réduit la nécessité d'un grand nombre de travailleurs, contrairement aux services où la productivité progresse plus lentement. Plusieurs études empiriques ont confirmé cette dynamique, notamment Lawrence et Edwards (2013), Ngai et Pissarides (2007) et Matsuyama (2009), qui soulignent que cette évolution structurelle du marché du travail est exacerbée par la mondialisation et les délocalisations.

Ainsi, la baisse de l'emploi industriel dans les économies avancées ne résulte pas d'un simple déclin du secteur manufacturier, mais plutôt d'une transformation profonde de sa structure sous l'effet des progrès technologiques et de la concurrence internationale. Cette évolution pose des défis majeurs en matière de politiques publiques, notamment en ce qui concerne la reconversion des travailleurs affectés par ces mutations et la mise en place de dispositifs d'accompagnement vers des secteurs en croissance.

Il existe jusqu'à présent peu de preuves directes des effets du changement technologique sur l'emploi dans les pays en développement, bien que certaines tendances commencent à émerger (Banque mondiale, 2021). L'impact de la technologie sur l'emploi dans ces pays est souvent médié par des dynamiques d'externalisation et de transformation structurelle qui diffèrent de celles observées dans les économies avancées.

En premier lieu, les pays en développement ont largement bénéficié de l'externalisation des activités manufacturières et de services codifiables en provenance des économies avancées, ce qui a conduit à une augmentation de l'emploi dans ces secteurs. En raison des faibles coûts de la main-d'œuvre et d'une réglementation du travail souvent plus souple, de nombreuses entreprises multinationales ont délocalisé une partie de leur production et de leurs services, stimulant ainsi l'em-

ploi industriel et tertiaire (Maloney et Molina, 2016). Toutefois, cette dynamique pourrait être remise en question par l'automatisation et la numérisation croissantes qui menacent certains emplois auparavant externalisés (World Economic Forum, 2020).

Deuxièmement, contrairement aux économies avancées, où l'emploi routinier a fortement décliné sous l'effet de la technologie, les économies émergentes et en développement ont vu une augmentation de la part des emplois semi-qualifiés et routiniers. Cela s'explique par une industrialisation en cours et par la nature des emplois délocalisés qui restent majoritairement d'exécution et peu qualifiés (Banque mondiale, 2019). Toutefois, cette tendance pourrait s'inverser à mesure que les technologies d'automatisation progressent et deviennent plus accessibles aux entreprises dans les pays en développement (Autor et al., 2020).

Enfin, une conséquence majeure du changement technologique est la "désindustrialisation prématurée" observée dans plusieurs pays à revenu intermédiaire. Alors que les économies avancées ont historiquement connu une transition progressive vers les services après avoir atteint un certain niveau de richesse, les pays en développement voient leur secteur manufacturier se contracter à des niveaux de revenu par habitant bien inférieurs à ceux des pays industrialisés (Rodrik, 2016). Cela pourrait s'expliquer par l'amélioration rapide de la productivité manufacturière sous l'effet des technologies avancées, qui réduit le besoin de main-d'œuvre, limitant ainsi le rôle traditionnel du secteur industriel comme moteur de croissance et d'emploi (Hallward-Driemeier & Nayyar, 2018).

Ces observations suggèrent que, bien que la technologie puisse offrir des gains de productivité importants, elle réduit parallèlement les opportunités d'emploi par rapport à un scénario contrefactuel où la croissance de l'emploi manufacturier aurait été plus importante sans ces innovations technologiques (Banque mondiale, 2021). Ainsi, les décideurs politiques des pays en développement doivent anticiper ces transformations en adaptant leurs stratégies industrielles et en investissant massivement dans le capital humain pour faciliter la transition vers une économie plus axée sur la technologie et les services.

II Méthodologie

La première formulation de la relation que l'on cherche à explorer trouve son origine dans le travail pionnier d'Okun (1962) qui a procédé à l'attelage entre la croissance économique et le chômage. Cette formulation a été reprise par Weber (1995), lequel a considéré cette relation comme étant statique.

$$\widehat{u}_t = \alpha \hat{y}_t + \varepsilon_t \quad (7.1)$$

$$\widehat{u}_t = u_t - u_t^* \quad (7.2)$$

$$\hat{y}_t = y_t - y_t^* \quad (7.3)$$

Avec (u_t) est le taux de chômage, (y_t) le PIB en logarithme et (ε_t) un terme d'erreur supposé être un bruit blanc. Tandis que les variables avec une étoile désignent

la valeur de la variable en question dans le long terme (valeur tendancielle), et les variables en chapeau désignent les gaps par rapport à l'équilibre de long terme.

La relation avancée dans le travail de Weber (1995) est statique, et néglige l'éventuelle dynamique du marché du travail. Dans ce cadre précis, Silvapulle et Co (2004) ont dynamisé cette relation en introduisant les retards des variables du modèle statique initial.

$$\widehat{u}_t = \sum_{j=1}^P \theta_j \widehat{u}_{t-j} + \sum_{j=0}^q \alpha_j \widehat{y}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7.4)$$

Avec les (j) représentant le retard. Il est à préciser que l'effet sur le long terme de la production sur le chômage est obtenu en faisant un petit calcul sur les coefficients estimés de ce modèle selon la formule suivante :

$$\phi = \frac{\sum_{j=0}^Q \alpha_j}{1 - \sum_{j=1}^P \theta_j} \quad (7.5)$$

Cela signifie que l'on divise les effets cumulés de la production sur le chômage par la part des fluctuations non expliquée par les valeurs passées du taux de chômage, afin d'obtenir une estimation plus précise de l'effet réel.

Les modèles présentés jusqu'à ici mettent en lien le chômage et la production globale, or notre intérêt est de voir l'impact de la production dans chaque secteur sur la croissance de l'emploi national. Pour tenir compte de cela, Apap et Gravino (2017)¹ ont montré qu'il suffit de démanteler la production par secteur, mais en la pondérant par son poids dans la valeur ajoutée nationale, ainsi qu'El-Hamadi et al (2017) ont fait valoir que la variable chômage présente une limite majeure dans des modèles en données de panel à la suite des différences en termes de définition de cette dernière, de ce fait la variable emploi représente un meilleur substitut. Le modèle sous une forme PMG peut revêtir la forme suivante :

$$\widehat{E}_{i,t} = \sum_{j=1}^P \theta_{i,j} \widehat{E}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \alpha_{i,j}^x \gamma^x \widehat{y}_{i,t-j}^x + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7.6)$$

Où $\widehat{E}_{i,t}$ la croissance de l'emploi, μ_i la constante individuelle et γ^x le poids du secteur "x" dans l'économie $\gamma^x = VA_x / VA$. Felipe, J et al (2020)² ont démontré, en partant d'une fonction de production type Cobb Douglas, que la croissance de l'emploi est expliquée par la croissance du PIB et du progrès technique, et non seulement par la première. De ce fait, nous allons introduire dans notre modèle la croissance de la PTF comme une mesure de la croissance du progrès technique.

1. Les auteurs ont fait l'application sur des séries chronologiques et pas sur des données de panel.

2. Felipe, J., Bajaro, D. F., Estrada, G. B., & McCombie, J. (2020). The Relationship between Technical Progress and Employment : A Comment on Autor and Salomons. *Levy Economics Institute, Working Papers Series*

Le modèle précédent devient :

$$\widehat{E}_{i,t} = \sum_{j=1}^P \theta_{i,j} \widehat{E}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \alpha_{i,j}^x \gamma^x \widehat{y}_{i,t-j}^x + \sum_{j=0}^q PTF_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7.7)$$

En définitive et en prenant en considération les trois secteurs d'activité, le modèle que nous allons estimer prend la forme suivante :

$$\begin{aligned} \widehat{E}_{i,t} = & \sum_{j=1}^P \theta_{i,j} \widehat{E}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \alpha_{i,j}^A \gamma^A \widehat{y}_{i,t-j}^A + \sum_{j=0}^q \alpha_{i,j}^I \gamma^I \widehat{y}_{i,t-j}^I \\ & + \sum_{j=0}^q \alpha_{i,j}^S \gamma^S \widehat{y}_{i,t-j}^S + \sum_{j=0}^q PTF_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (7.8)$$

Avec $\alpha_{i,j}^A$ est le coefficient lié au secteur d'activité agricole, le (A) peut-être remplacer par (I) pour le secteur industriel ou le (S) pour les services.

Pour tenir compte de l'effet sectoriel de l'introduction de la technologie dans les processus de production, et vu que nous ne disposons pas d'une croissance de la PTF sectorielle, nous allons estimer une deuxième spécification dans laquelle la croissance de la PTF est en interaction avec la contribution sectorielle à la croissance économique de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \widehat{E}_{i,t} = & \sum_{j=1}^P \theta_{i,j} \widehat{E}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \alpha_{i,j}^A \gamma^A \widehat{y}_{i,t-j}^A * PTF_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \alpha_{i,j}^I \gamma^I \widehat{y}_{i,t-j}^I * PTF_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^q \alpha_{i,j}^S \gamma^S \widehat{y}_{i,t-j}^S * PTF_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (7.9)$$

III Résultats

Afin de vérifier l'existence de l'effet destructif du progrès technique intégré dans un secteur d'activité sur l'emploi, nous avons estimé un modèle dont les variables explicatives sont les contributions des secteurs d'activité à la croissance économique en interaction³ avec la croissance de la PTF. En se basant sur les critères d'information d'Akaike et Shwartz les modèles choisis sont un ARDL (2,3,3,3) pour la période 1997-2019, un ARDL (1,1,1,1) pour les deux sous-périodes (1997-2008 et 2009-2019). Nos modèles sont tous validés après le diagnostic des résidus qui sont stationnaires et indépendants d'un pays à l'autre (voir annexes (7.2),(7.3),(7.4)).

Coefficients de long terme

Il est vrai que les modèles estimés sont différents (différentes périodes, et nombre de retards), néanmoins ils convergent sur le fait que la concomitance

3. L'interaction recherche dans quelle mesure une variable va atténuer ou au contraire augmenter l'effet d'une autre variable (voir Bressoux, P. (2010)).

TABLE 7.1 : Coefficients de long terme du modèle avec interactions

Variables	Coefficients de long terme		
	1997-2019	1997-2008	2009-2019
	Coefficient	Coefficient	Coefficient
	(P-value)	(P-value)	(P-value)
CAP*PTF	8.29E-05***	0.015282***	0.001436
	0.0000	0.0000	0.3007
CIP*PTF	-0.009778***	-0.002056**	-0.001371'
	0.0000	0.021	0.0592
CSP*PTF	0.013558***	0.009721***	0.008679 ***
	0.0000	0.0000	0.0000

Source : Calcul des auteurs

de la croissance de la PTF et du secteur industriel s'accompagne par une destruction de l'emploi au niveau global. L'agriculture et les services, en interaction avec la croissance de la PTF, font preuve d'un effet significativement positif sur l'emploi. Cela veut dire que l'introduction des nouvelles technologies dans les secteurs d'activité n'ont pas les mêmes effets à l'échelle l'économie dans sa globalité. Il se peut que l'introduction de la technologie au sein du secteur agricole ait un effet pervers sur l'emploi agricole, ce que l'on peut justifier par la baisse de la part de l'emploi agricole et l'augmentation de la productivité du travail (voir graphiques (7.1) et (7.2), cependant les pertes en termes d'emploi dans le secteur en question sont compensées par les gains en emploi dans les autres secteurs qui envisagent une augmentation de la demande par suite de la hausse du revenu (Gregory, Salomons, and Zierahn, 2016). Quant à l'industrie, il est le secteur le plus exposé au progrès technique et dont le potentiel d'automatisation a été supérieur à la moyenne au cours des dernières décennies (G. K. Hanlon, 2021). Cela étant dit, la destruction de l'emploi dans l'économie jaillit du fait que l'effet de l'introduction du progrès technique (l'automatisation) domine l'effet de la capitalisation de la croissance (Aghion et Howitt (1994)).

Quant à la croissance de la valeur ajoutée des services, sa concomitance avec la croissance de la PTF contribue positivement à la création de l'emploi. Cette évidence corrobore celles tirées des estimations précédentes et montre encore une fois l'importance de ce secteur en termes de création d'emploi dans toutes les circonstances. Cela s'explique par la demande croissante sur les services, et la bimodalité de l'emploi (qualifié et non ou peu qualifié) dans ce dernier (Bes-

sen, J. (2019); Acemoglu et Restrepo (2017, 2018); Matsuyama (2002); Foellmi et Zweimueller (2008); D. Autor et A. Salomons (2017)).

Coefficients de court terme

Sur le court terme, les choses ne diffèrent pas beaucoup par rapport à l'estimation sans interactions (voir annexes tableaux (7.2),(7.3),(7.4)), pour cette raison, nous allons nous focaliser sur le cas du Maroc. Pour notre pays, est pour l'estimation faite sur la base de la période 1997-2019, il ressort que le coefficient d'ajustement est significativement négatif (-0.72), ce qui signifie qu'au cours de chaque période 0.72 points en pourcentage de l'écart entre la valeur réelle est celle structurelle se dissipe. La croissance de l'emploi est liée positivement à son niveau passé (0.3), cela veut dire que la création de l'emploi dans une année impact le recrutement durant l'année de suite. Il se peut que grâce à l'augmentation du revenu distribué, la demande augmente et conduit à une hausse de l'emploi. Pour tout le secteur industriel et agricole, l'effet immédiat et après deux ans est significativement positif, ce qui veut dire qu'à court terme l'effet revenu domine l'effet de l'automatisation pour ces deux secteurs. Dans le secteur des services, l'interaction avec la croissance de la PTF exerce un effet négatif sur l'emploi à court terme, effet qui persiste jusqu'à l'année suivante. Cependant, dès la deuxième année, cet effet devient positif. Cela suggère que l'impact de l'automatisation domine initialement, mais qu'à terme, c'est l'effet de revenu qui prend le dessus. Ces évidences, surtout celle pour le secteur industriel, peut s'expliquer par le degré de la flexibilité du marché du travail et de la protection de l'emploi (Rujin (2019)). Les défaillances du marché du travail en sont une autre raison, tel ce qui a été avancé dans plusieurs théories, à l'instar de la théorie du "salaire d'efficience", la théorie des "Insiders-Outsiders" ou encore le modèle "d'appariement".

IV Discussion et recommandations

À travers l'analyse que nous avons menée, il ressort que les contributions sectorielles à la croissance économique, en interaction avec celle de la productivité totale des facteurs (PTF), engendrent des effets variés et parfois contrastés. En effet, chaque secteur présente des dynamiques spécifiques influençant différemment l'évolution économique. Le secteur agricole, tout comme celui des services, génère un effet de tremplin, favorisant l'essor économique, tandis que le secteur industriel affiche un effet potentiellement destructeur, qui peut freiner la croissance dans certaines circonstances.

Cependant, il convient de souligner que l'impact négatif du secteur industriel (évalué à -0.0097) demeure bien inférieur à celui des services (évalué à 0.01355). Cela suggère que, dans un scénario où les différents secteurs suivent un chemin de croissance équilibrée, soutenue par les progrès techniques, l'effet néfaste du secteur industriel pourrait être largement compensé par les effets positifs du secteur des services, qui s'ajoutent également à ceux du secteur agricole. Ce constat ouvre la voie à une réflexion sur l'importance d'un modèle de croissance inclusive,

où chaque secteur peut jouer un rôle complémentaire et soutenir l'ensemble du processus économique.

De cette analyse, il ressort également une conclusion importante : pour garantir la pérennité de la création d'emplois dans les pays de notre échantillon (et plus largement dans les pays aux caractéristiques similaires), il est impératif de capitaliser sur le secteur des services, tout en l'associant à un progrès technique continu. Cependant, cette recommandation ne sous-entend en aucun cas une négligence des autres secteurs. Bien au contraire, un processus de croissance et de développement harmonieux devrait encourager l'épanouissement de l'ensemble des secteurs économiques, notamment à travers des politiques d'innovation et d'adaptation aux nouvelles réalités technologiques.

L'incitation à l'innovation, qu'elle soit technologique ou organisationnelle, représente un levier majeur pour tous les pays émergents, en particulier ceux qui aspirent à améliorer le bien-être de leurs populations tout en stimulant la création de richesse. Ce modèle permettrait non seulement d'assurer un dynamisme soutenu des processus de production, mais aussi de créer des emplois durables et de qualité. À long terme, un tel processus d'innovation et de diversification sectorielle permettrait aux pays d'améliorer leur compétitivité, de mieux résister à la concurrence extérieure et de regagner progressivement en autonomie.

En outre, cette approche favorisera la souveraineté économique, essentielle pour garantir la résilience et la prospérité économique face aux turbulences mondiales. En résumé, un modèle de croissance soutenu par l'innovation, une diversification équilibrée entre les secteurs et un soutien constant au secteur des services pourrait constituer la clé de voûte de la stabilité économique et du bien-être des populations dans les pays émergents, quel que soit le contexte économique global.

Conclusion

En réponse à la question centrale de notre étude, il apparaît clairement qu'il existe un secteur particulièrement prometteur pour stimuler la création d'emplois, à condition que l'innovation et le progrès technique y soient soutenus. Ce secteur est celui des services, qui se révèle être un levier stratégique pour répondre aux défis socio-économiques contemporains. Les pays de notre échantillon, ainsi que ceux présentant des caractéristiques similaires, devraient donc concentrer leurs efforts sur la dynamisation et le développement de ce secteur afin de répondre aux besoins émergents des nouvelles formes de services tout en favorisant l'emploi. Les services, en raison de leur capacité à s'adapter aux changements technologiques et aux nouvelles demandes économiques, constituent un terrain fertile pour générer des opportunités d'emploi et soutenir une croissance durable.

Cependant, bien que cette conclusion semble robuste, plusieurs questions importantes restent en suspens et méritent d'être approfondies pour mieux comprendre la dynamique sous-jacente. Tout d'abord, il est crucial d'identifier quelles branches spécifiques du secteur des services sont les plus porteuses en termes de création d'emplois. De plus, il convient de se demander quel type d'emplois ces branches génèrent : sont-ils principalement qualifiés ou non qualifiés ? La nature des emplois créés dans le secteur des services a des implications profondes sur la qualité de l'emploi et sur la capacité des pays à réduire les inégalités sociales et économiques.

Par ailleurs, il serait pertinent de se pencher sur la réactivité de l'emploi face à la croissance et aux innovations technologiques, notamment en comparant les comportements du marché du travail durant les phases d'expansion économique et celles de contraction. En d'autres termes, existe-t-il une résilience plus marquée du secteur des services pendant les périodes de crise économique, ou bien l'emploi dans ce secteur est-il également vulnérable aux chocs externes ? Cette question est d'autant plus cruciale dans le contexte actuel de transformations rapides induites par la révolution numérique et l'intelligence artificielle. Enfin, une question fondamentale reste celle des rigidités du marché du travail, qui peuvent jouer un rôle déterminant dans la destruction d'emplois, en particulier dans un contexte où la technologie et les réformes structurelles modifient la nature des compétences requises. Les rigidités – qu'elles soient législatives, institutionnelles ou même culturelles – peuvent entraver l'adaptation du marché du travail aux nouvelles réalités économiques et technologiques, freinant ainsi la capacité des travailleurs à se requalifier et à s'insérer dans les secteurs en croissance. Comprendre ces obstacles et mettre en place des réformes adaptées devient donc essentiel pour maximiser l'impact positif du secteur des services sur l'emploi.

En conclusion, bien que le secteur des services apparaisse comme un pilier majeur pour la création d'emplois et la croissance durable, il est crucial d'adopter une approche plus nuancée, qui prenne en compte la diversité des emplois créés,

l'évolution de la demande pendant les différentes phases économiques, ainsi que les obstacles potentiels liés aux rigidités du marché du travail. Ces éléments devront être considérés dans les politiques publiques et les stratégies de développement afin d'assurer un marché du travail inclusif, dynamique et capable de s'adapter aux transformations en cours. Un tel cadre stratégique permettra aux pays de notre échantillon, et à d'autres aux dynamiques similaires, d'exploiter pleinement le potentiel du secteur des services tout en veillant à l'amélioration de la qualité de l'emploi et à la réduction des inégalités économiques.

Bibliographie

- Acemoglu, D. (2003). Labor-and capital-augmenting technical change. *Journal of the European Economic Association*, 1-37.
- Acemoglu, D., & Autor, D. (2011). Skills, tasks and technologies : Implications for employment and earnings. In *Handbook of labor economics* (Vol. 4, pp. 1043-1171). Elsevier.
- Acemoglu, D., & Restrepo, P. (2018). The race between man and machine : Implications of technology for growth, factor shares, and employment. *American Economic Review*, 1488-1542.
- Acemoglu, D., & Restrepo, P. (2020). Robots and jobs : Evidence from US labor markets. *Journal of Political Economy*, 2188-2244.
- Apap, W., & Gravino, D. (2017). A sectoral approach to Okun's Law. *Applied Economics Letters*, 319-324.
- Autor, D., & Salomons, A. (2017, June). Does productivity growth threaten employment? In *ECB Forum on Central Banking, Sintra, Portugal* (pp. 26-28).
- Autor, D., & Salomons, A. (2018). Is automation labor-displacing? Productivity growth, employment, and the labor share (No. w24871). *National Bureau of Economic Research*.
- Basu, S., Fernald, J. G., & Kimball, M. S. (2006). Are technology improvements contractionary?. *American Economic Review*, 1418-1448.
- Bessen, J. (2019). Automation and jobs : When technology boosts employment. *Economic Policy*, 589-626.
- Chang, Y., & Hong, J. H. (2006). Do technological improvements in the manufacturing sector raise or lower employment? *American Economic Review*, 352-368.
- Corley, M., Michie, J., & Oughton, C. (2002). Technology, growth and employment. *International Review of Applied Economics*, 265-276.
- Dieppe, A., Neville, F., & Kindberg-Hanlon, G. (2019). New Approaches to the Identification of Low-Frequency Drivers.
- El Faiz, Z., & Tounsi, S. (2019, August). LES FLUCTUATIONS CYCLIQUES DE LA PRODUCTION ET DU CHÔMAGE AU MAROC : UNE APPROCHE SECTORIELLE DE LA LOI D'OKUN1. In *Economic Research Forum Working Papers* (No. 1336).
- Ezzahidi, E., & El Alaoui, A. (2014). Economic growth and jobs creation in morocco : Overall and sectors' analysis.
- Gali, J. (1999). Technology, employment, and the business cycle : do technology shocks explain aggregate fluctuations? *American economic review*, 249-271.
- Gregory, T., Salomons, A., & Zierahn, U. (2016). Racing with or against the machine? Evidence from Europe. *Evidence from Europe (July 15, 2016)*. ZEW-

- Centre for European Economic Research Discussion Paper*, (16-053).
- Kaldor, N. (1961). Capital accumulation and economic growth. In *The theory of capital* (pp. 177-222). *Palgrave Macmillan, London*.
 - Kim, D. K. (2007). Information technology, economic growth, and employment : evidence from time-series analyses. *Journal of Applied Business Research (JABR)*
 - Kindberg-Hanlon, G. (2021). The Technology-Employment Trade-Off. *World bank*
 - Logossah, K. D. (1994). Capital humain et croissance économique : une revue de la littérature. *Économie & prévision*, 17-34.
 - Maloney, W. F., & Molina, C. (2016). Are automation and trade polarizing developing country labor markets, too?. *World Bank Policy Research Working Paper*, (7922).
 - Matsuyama, K. (2002). The rise of mass consumption societies. *Journal of political Economy*, 1035-1070.
 - Morrison, C. J., & Berndt, E. R. (1981). Short-run labor productivity in a dynamic model. *Journal of Econometrics*, 339-365.
 - Pesaran, M. H. (1997). The role of economic theory in modelling the long run. *The economic journal*, 178-191.
 - Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 79-113.
 - Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American statistical Association*, 621-634.
 - Piketty, T. (2018). Capital in the twenty-first century. *Harvard University Press*.
 - Rodrik, D. (2016). Premature deindustrialization. *Journal of economic growth*, 1-33.
 - Tounsi, S., Alaoui, A. E., & Nihou, A. (2013). Key sectors in the Moroccan economy : An application of input-output analysis. *Economics : The open-access, open-assessment e-journal*, (2013-18), 1-19.
 - Tregenna, F. (2010). Sectoral labour-intensity in South Africa.
 - Wickremasinghe, G., & Silvapulle, P. (2004). Exchange rate pass-through to manufactured import prices : The case of Japan. *International Trade*, 406006.
 - Yeh, Y. H., & Lee, T. S. (2000). The interaction and volatility asymmetry of unexpected returns in the greater China stock markets. *Global Finance Journal*, 11(1-2), 129-149.
 - Zajdela, H. (1990). Le dualisme du marché du travail : enjeux et fondements théoriques. *Économie & prévision*, 31-42.
 - Zaki, C., Alshyab, N., & Seleem, N. (2020). Employment intensity and sectoral output growth : a comparative analysis of Egyptian and Jordanian economies. *New Medit : Mediterranean Journal of Economics, Agriculture and*

Environment= Revue Méditerranéenne d'Economie Agriculture et Environnement.

- Zaki, C., Alshyab, N., Goaied, M., & Seleem, N. (2018). Employment Intensity and Sectoral Output Growth : A Comparative Analysis for MENA Economies¹.

Annexe

TABLE 7.2 : Tests de stationnarité des variables sur la période 1997-2019

Variables	Breitung t-stat				Tests In-Pesaran-Shin				Stationnarité
	En niveau		En différence 1er		En niveau		En différence 1er		
	T-Stat	P-value	T-Stat	P-value	T-Stat	P-value	T-Stat	P-value	
CAP	-9.74759	0	-	-	-15.6818	0	-	-	I(0)
CIP	-6.46358	0	-	-	-7.41899	0	-	-	I(0)
CSP	-5.3354	0	-	-	-5.46298	0	-	-	I(0)
CR EMPLOI	-9.23673	0	-	-	-11.3092	0	-	-	I(0)
CR PTF	-0.32963	0.3708	-7.26364	0	-0.65683	0.2556	-7.45273	0	I(1)

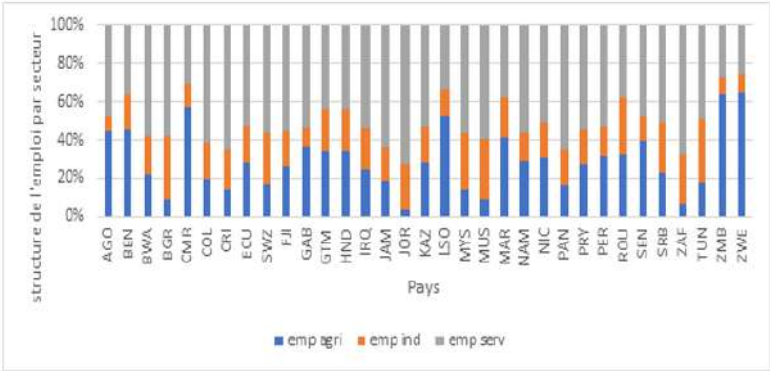
Source : Base de données WDI & World Penn Table version 10.0 et calcul de l’auteur

TABLE 7.3 : Tests de cointégration pour la période 1997-2019

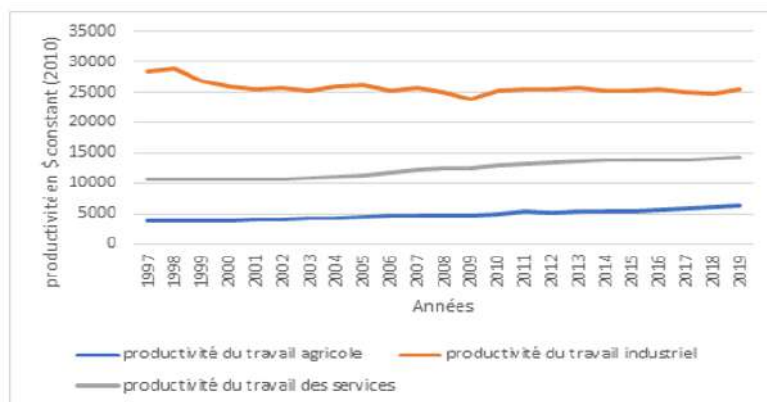
La période 1997-2019						
Tests	Weighted				Groupe	
	Statistique	Prob.	Statistique	Prob.		
Panel v-Statistique	3.616974	0.0001	0.666619	0.2525	Statistique	Prob.
Panel rho-Statistique	-5.527512	0	-4.247012	0	-3.070144	0.0011
Panel PP-Statistique	-31.94382	0	-22.68678	0	-32.48236	0
Panel ADF-Statistique	-34.55136	0	-21.92538	0	-30.32106	0

Source : Base de données WDI & World Penn Table version 10.0 et calcul de l’auteur

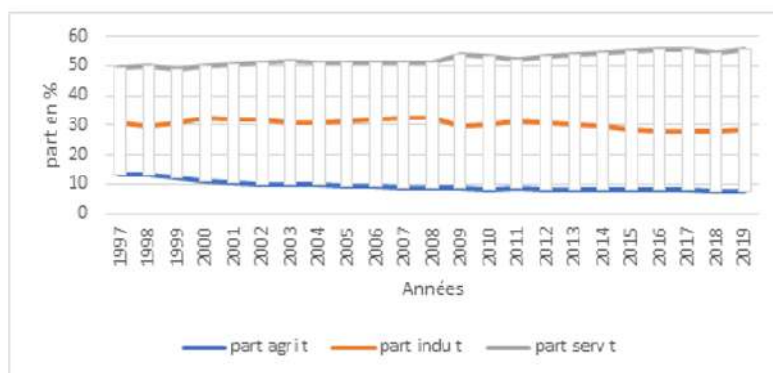
FIGURE 7.1 – Structure de l’emploi par secteur d’activité des pays de l’échantillon



Source : Élaboré par l’auteur

FIGURE 7.2 – Productivité du travail (moyenne des pays de l'échantillon)

Source : Élaboré par l'auteur

FIGURE 7.3 – Part de l'emploi dans les trois secteurs d'activité

Source : Élaboré par l'auteur

TABLE 7.4 : Stationnarité des résidus

Variables		Im, Pesaran and Shin W-stat				Levin, Lin & Chu t*				Stationnarité
		En niveau		En différence 1er		En niveau		En différence 1er		
		T-Stat	P-value	T-Stat	P-value	T-Stat	P-value	T-Stat	P-value	
spécification sans interaction	1997-2008	-10.7988	0	-	-	-17.7819	0	-	-	I(o)
	2009-2019	-2.29891	0.0108	-	-	-10.779	0	-	-	I(o)
	1997-2019	-5.79499	0.0000	-	-	-4.24924	0.0000	-	-	I(o)
spécification avec interaction	1997-2008	-3.28271	0.0005	-	-	-3.63867	0.0001	-	-	I(o)
	2009-2019	-7.06118	0	-7.26364	0	-12.9689	0	-7.45273	0	I(o)
	1997-2019	-10.3846	0	-	-	-9.03612	0	-	-	I(o)

Source : calcul de l'auteur

8 Évaluation d'impact de la propriété étrangère sur l'emploi au Maroc : une analyse par la méthode PSM

Charaf-Eddine MOUSSIR, Ayoub SAADI, Mariem LIOUAEDDINE

Résumé

Cette étude vise à évaluer l'impact causal de la propriété étrangère sur l'emploi au Maroc en utilisant des données au niveau des entreprises récemment disponibles. L'étude utilise la méthode d'appariement par le score de propension (PSM) pour examiner si les entreprises détenues par des étrangers créent des emplois nouveaux et mieux rémunérés par rapport à celles détenues par des nationaux. L'analyse utilise les données des enquêtes sur les entreprises de la Banque mondiale pour 2019 et est menée à la fois pour l'échantillon complet et pour divers sous-échantillons. Les résultats montrent que les entreprises détenues par des étrangers sont plus susceptibles d'embaucher des employés permanents à temps plein, mais n'ont pas d'impact significatif sur les salaires, l'emploi temporaire ou les travailleurs hautement qualifiés. L'étude révèle également que les acquisitions par des étrangers jouent un rôle important dans le secteur des services et pour les grandes entreprises. L'étude a des implications pratiques pour les décideurs politiques et ouvre de nouvelles questions de recherche pour d'autres pays en développement. À notre connaissance, il s'agit de la première étude à utiliser la méthode du score de propension pour enquêter sur l'impact de la propriété étrangère au Maroc.

Mots-clés : Investissement direct étranger-salaires et emploi-appariement par score de propension-Maroc

Evaluating the Impact of Foreign Ownership on Employment in Morocco : Evidence from the Propensity Score Matching Method

Abstract

This chapter aims to assess the causal impact of foreign ownership on employment in Morocco using recently available firm-level data. The study uses the Propensity Score Matching (PSM) method to examine whether foreign-owned firms create new and better-paid jobs compared to domestically-owned firms. The analysis uses data from the World Bank's 2019 Enterprise Surveys and is conducted for both the full sample and various subsamples. The results show that foreign-owned companies are more likely to hire permanent full-time employees, but have no significant impact on wages, temporary employment or highly skilled workers. The study also reveals that foreign acquisitions play an important role in the service sector and for large companies. The study has practical implications for policymakers and opens up new research questions for other developing countries. To our knowledge, this is the first study to use the propensity score method to investigate the impact of foreign ownership in Morocco.

Keywords : Foreign direct investment-wages and employment-propensity score matching-Morocco

Introduction

L'investissement direct étranger (IDE) est souvent considéré comme un moteur de développement économique, car il apporte de nouveaux capitaux, le transfert de technologie aux entreprises locales, le transfert des connaissances, une amélioration de la productivité de la main-d'œuvre, ainsi qu'une augmentation de l'emploi et des salaires (Glass et Saggi, 2002 ; Farole et Winkler, 2015 ; Saurav et al. 2020).

L'investissement direct étranger (IDE) est largement reconnu comme la principale source de financement externe pour les nations en développement, surpassant même les contributions des transferts de fonds des migrants ou de l'aide publique au développement (CNUCED, 2019). Les augmentations de l'IDE ont montré un impact direct sur la croissance de l'emploi et les salaires dans les pays en développement (Craigwell, 2006 ; Harding & Javorcik, 2011). Les entreprises multinationales (EMN) peuvent fournir de nouveaux emplois, des salaires plus élevés, car elles sont plus productives et possèdent un savoir-faire technologique avancé qui leur permet d'opérer sur les marchés étrangers (Arnal et Hijzen, 2008).

L'investissement direct étranger a le potentiel de contribuer de manière significative au développement économique des pays en développement. Le Maroc a connu plus de succès dans l'attraction de l'IDE au cours des deux dernières décennies, menant à une nouvelle dynamique de développement économique et social (Malouche et Partow, 2019). Selon le rapport sur l'investissement mondial de la CNUCED (2020), le stock d'IDE en 2019 a atteint 66 milliards USD, soit une augmentation de plus de 20 milliards USD depuis 2010. Le Maroc a également amélioré son classement Doing Business en 2019, passant de la 129^{ème} à la 60^{ème} place sur 190 économies, indiquant de nombreuses années de réformes soutenues dans plusieurs secteurs, notamment l'industrie automobile, l'aéronautique et les énergies renouvelables. Cependant, le Maroc continue de connaître des inégalités sociales et régionales significatives, une faible productivité, une faible compétitivité et une économie fortement dépendante des prix des hydrocarbures et des produits agricoles (Malouche et Partow, 2019).

La question principale de cette étude est de tester la performance des entreprises à capitaux étrangers par rapport à celles à capitaux nationaux afin d'évaluer l'existence de différences systématiques dans les résultats de l'emploi au Maroc. Dans ce chapitre, nous utilisons un nouvel ensemble de données au niveau des entreprises provenant des enquêtes Enterprise Surveys de la Banque mondiale pour l'année 2019. Ces enquêtes couvrent de nombreux aspects de l'environnement des affaires et concernent plus de 130 000 entreprises dans 135 pays. Ces aspects peuvent être soit favorables, soit contraignants pour les entreprises et jouent également un rôle important dans le succès ou l'échec de l'activité du secteur privé dans une économie. La Banque mondiale mène des enquêtes sur de vastes zones géographiques et couvre différentes catégories d'entreprises. En utilisant ces données, nous testons l'existence d'une relation causale entre la propriété étrangère et les

résultats de l'emploi des entreprises marocaines acquises.

Évaluer l'effet causal de la propriété étrangère sur l'emploi peut être compliqué par la possibilité que les entreprises acquises possèdent des caractéristiques distinctes, telles que la capacité managériale, la productivité et la technologie, qui diffèrent systématiquement de celles des entreprises nationales. Cela suggère que la sélection des entreprises étrangères n'est pas aléatoire, ce qui pourrait entraîner des estimations inexactes en raison d'un biais de sélection si cela n'est pas pris en compte. Pour cette raison, nous utilisons la technique de l'appariement par score de propension, comme suggéré par Gertler et al. (2016) et Fernández Delgado (2020). L'objectif de cette méthode est d'identifier un groupe d'entreprises à capitaux étrangers ayant des caractéristiques similaires à un groupe d'entreprises nationales, puis de comparer les résultats de l'emploi au sein des entreprises acquises et non acquises.

À notre connaissance, il n'existe aucune étude qui examine spécifiquement l'effet causal de la propriété étrangère sur les résultats de l'emploi au Maroc en utilisant des données au niveau des entreprises pour estimer l'appariement par score de propension. Le reste de chapitre est organisé comme suit : la section 2 explore la littérature connexe et présente quelques statistiques préliminaires. La section 3 décrit les enquêtes Enterprise Surveys de la Banque mondiale et présente la technique de l'appariement par score de propension. Nos résultats empiriques sont discutés dans la section 4. La section 5 conclut.

I Revue de la littérature

La littérature reconnaît l'existence de divers effets d'entraînement positifs potentiels que les filiales multinationales (FMN) peuvent induire pour l'économie du pays hôte, notamment sous la forme d'améliorations des salaires et des conditions de travail (Farole et Winkler, 2015 ; Saurav et al. 2020). Les bénéfices de l'investissement direct étranger dans l'économie hôte peuvent se manifester de plusieurs manières, directes ou indirectes (Blomström et Sjöholm, 1999 ; Keller et Yeaple, 2009 ; Acemoglu et al. 2010 ; Javorcik, 2015 ; Saurav et al. 2020).

Les bénéfices directs se réfèrent aux avantages pour les employés des entreprises à capitaux étrangers, tandis que les bénéfices indirects concernent les employés des entreprises nationales. Les entreprises multinationales (EMN) peuvent fournir de nouveaux emplois et des salaires plus élevés, car elles sont plus productives et possèdent un savoir-faire technologique avancé qui leur permet d'opérer sur les marchés étrangers (Arnal et Hijzen, 2008). Malgré leur productivité plus élevée, il n'y a pas de preuve que les multinationales offrent généralement de meilleurs salaires ou conditions de travail aux employés ayant les mêmes caractéristiques que leurs homologues nationaux (Saggi, 2002 ; Xu et al. 2022).

Dans un marché du travail compétitif, les entreprises multinationales peuvent payer des salaires plus élevés seulement si elles embauchent des travailleurs plus qualifiés ou pour compenser des conditions d'emploi moins favorables comme une

sécurité de l'emploi inférieure (Lipsey et Sjöholm, 2001 ; Craigwell, 2006 ; Pittiglio et al. 2015). Les EMN peuvent décider de payer des salaires plus élevés que leurs concurrents nationaux afin de réduire le turnover du personnel et, par conséquent, réduire le risque que leur avantage de productivité se propage à des entreprises concurrentes (Hayami et al. 2012 ; Nguyen, 2019).

Les études au niveau des entreprises dans les pays en développement reconnaissent généralement un large consensus sur les bénéfices de la propriété étrangère sur l'emploi et les salaires dans les entreprises affiliées (Blomström et Sjöholm, 1999 ; Konings, 2001 ; Jayaraman et Singh, 2007 ; Pomfret, 2010 ; Javorcik et Spatareanu, 2011 ; Lejarraga et Ragoussis, 2018 ; Ragoussis, 2020). Une revue de la littérature empirique par Javorcik (2015) suggère que les flux d'IDE contribuent directement à la croissance de l'emploi et à des salaires plus élevés en absorbant la main-d'œuvre excédentaire du secteur agricole.

Aitken et al. (1996) ont mené une étude comparative du Mexique, du Venezuela et des États-Unis, comparant les salaires moyens entre les entreprises étrangères et nationales. Ils constatent que le salaire moyen dans les entreprises étrangères est environ 30% plus élevé que dans les entreprises nationales. Cependant, ces résultats ne signifient pas nécessairement que les entreprises étrangères offrent de meilleures conditions de travail par rapport aux entreprises nationales (Arnal et Hijzen, 2008). Jenkins (2006) examine l'impact de la propriété étrangère sur l'emploi dans l'industrie manufacturière vietnamienne et constate que les entreprises étrangères peuvent se diriger vers des méthodes de production moins intensives en main-d'œuvre. Lorsque les multinationales impliquent l'acquisition d'entreprises locales (investissement brownfield) plutôt que de démarrer de nouvelles entreprises (investissement greenfield), cela ne se traduit pas par une augmentation de l'emploi. En fait, lorsque les multinationales améliorent l'efficacité de la main-d'œuvre grâce à la restructuration ou à la réorganisation, cela peut entraîner des pertes d'emplois (Jude & Silaghi, 2016).

En utilisant des données au niveau des entreprises sur les liens directs entre les multinationales et leurs fournisseurs dans sept pays, Farole et Winkler (2014) constatent que les entreprises à capitaux étrangers ont moins de relations avec l'économie locale en termes d'intrants et d'emploi tels que les services techniques, le transport, le nettoyage et la restauration. De plus, les filiales entièrement détenues et les entreprises qui utilisent uniquement des technologies étrangères sont moins susceptibles de développer des liens avec les entreprises locales. L'impact de l'investissement direct étranger sur l'emploi dans les entreprises nationales concurrentes peut également être neutre ou négatif. En utilisant des données de 121 économies provenant de l'enquête Enterprise Survey de la Banque mondiale, Reyes (2017) constate que la présence d'entreprises étrangères dans un secteur n'a pas d'impact significatif sur la croissance de l'emploi ; cependant, les entreprises à forte croissance dans le même secteur peuvent bénéficier de la présence des EMN.

Lipsey et al. (2010) étudient la possibilité d'une prime salariale associée aux

entreprises étrangères dans le secteur manufacturier indonésien et constatent que les entreprises à capitaux étrangers connaissent une croissance de l'emploi significativement plus élevée par rapport aux entreprises nationales. Hijzen et al. (2013) présentent également des résultats similaires en Indonésie, estimant que l'acquisition par des étrangers entraîne une augmentation de 25% de l'emploi avec une diminution significative de l'emploi peu qualifié. Fatima et Khan (2018) ont utilisé des données au niveau des entreprises manufacturières en Turquie et constatent qu'une augmentation de 1% de la présence étrangère dans un secteur entraîne une augmentation de 0,15% de la masse salariale réelle totale (y compris les salaires, les allocations, les paiements d'heures supplémentaires et les cotisations de sécurité sociale) dans l'ensemble des entreprises du même secteur, soutenant l'idée d'effets salariaux horizontaux.

Malgré des flux significatifs d'investissements directs étrangers (IDE), la création d'emplois et les améliorations salariales à long terme dans les entreprises étrangères peuvent être limitées dans les pays en développement. Dans l'ensemble, les études montrent des résultats mitigés sur la façon dont la propriété étrangère impacte l'emploi et les salaires. Bien que de nombreuses études montrent un effet positif, certaines montrent des effets légèrement négatifs. Les preuves cohérentes suggèrent que cela peut être dû à des différences dans les caractéristiques des pays, des différences dans la nature de l'IDE ainsi que des différences méthodologiques (Arnal et Hijzen, 2008 ; Saurav et al. 2020 ; Keller, 2021).

II Données et méthodologie empirique

Description des données

Dans cette étude, nous utilisons un nouvel ensemble de données au niveau des entreprises provenant des enquêtes Enterprise Surveys de la Banque mondiale. Ces enquêtes couvrent différents aspects de l'environnement des affaires et incluent des informations sur plus de 130 000 entreprises dans 135 pays. Ces aspects peuvent être soit favorables, soit contraignants pour les entreprises et jouent également un rôle important dans le succès ou l'échec de l'activité du secteur privé dans une économie. La Banque mondiale mène des enquêtes sur de vastes zones géographiques et couvre différentes catégories d'entreprises.

Notre étude se concentre sur l'enquête auprès des entreprises au Maroc, menée auprès de 1 096 entreprises entre mai 2019 et janvier 2020, suivant une méthodologie standard pour toutes les entreprises. Les enquêtes Enterprise Surveys de la Banque mondiale fournissent également des informations importantes sur les caractéristiques des entreprises, notamment la taille, l'âge, le secteur, l'activité d'exportation et la propriété, et indiquent l'emplacement réel de l'entreprise. L'échantillon utilisé est stratifié par taille, âge, secteur et région de l'entreprise. Les entreprises sont divisées en quatre catégories selon leur taille : petites (5-19), moyennes (20-99) et grandes (100 ou plus).

Notre enquête inclut principalement des petites et moyennes entreprises, re-

TABLE 8.1 : Caractéristiques des entreprises selon les différents groupes

Caractéristiques	Fréquence	Pourcentage	Pourcentage cum.
Taille			
Petite	418	38.14	38.14
Moyenne	375	34.22	72.35
Grande	303	27.65	100
Age			
Jeune (jusqu'à 5 ans)	100	9.99	9.99
Mature (entre 6 et 15 ans)	355	35.46	45.45
Plus âgés (plus de 15 ans)	546	54.55	100
Secteur			
Industrie manufacturière	463	42.24	42.24
Commerce de détail	189	17.24	59.48
Services	444	40.52	100
Orientation commerciale			
Non exportateur	812	74.08	74.08
Exportateur	284	25.92	100
Participation			
Domestique	915	83.48	83.48
Etrangère	181	16.52	100
Région			
Tanger-Tétouan-Al Hoceima	145	13.23	13.23
Oriental	127	11.59	24.82
Fès-Meknès	133	12.14	36.95
Béni Mellal-Khénifra and Drâa-Tafilalet	122	11.13	48.08
Rabat-Salé-Kénitra	152	13.87	61.95
Casablanca-Settat	161	14.69	76.64
Marrakech-Safi	131	11.95	88.59
Souss-Massa	125	11.41	100

Source : Élaboré par les auteurs

présentant respectivement 38,14 % et 34,22 %, tandis que seulement 27,65 % sont de grandes entreprises. Les entreprises de l'enquête sont regroupées en trois catégories selon leur âge : jeunes (1-5 ans), matures (6-15 ans) et anciennes (plus de 15 ans). La majorité des entreprises interrogées sont anciennes (54,55 %) ou matures (35,46 %), avec seulement 9,9 % de jeunes entreprises. La propriété est classée comme étrangère si une entreprise étrangère détient "10 % ou plus" de la société. Parmi les entreprises interrogées, 16,52 % sont à capitaux étrangers et 83,48 % sont nationales. De plus, une variable binaire est utilisée pour indiquer si une entreprise est engagée dans l'exportation, avec 25,92 % des entreprises de l'échantillon étant exportatrices (Tableau 8.1).

Enfin, nous divisons les entreprises en trois secteurs : fabrication (42,24 %), commerce de détail et de gros (17,24 %) et autres services (40,52 %). L'échantillon inclut également des entreprises de huit régions : Tanger-Tétouan-Al Hoceima (13,23 %), Oriental (11,59 %), Fès-Meknès (12,14 %), Béni Mellal-Khénifra et Drâa-Tafilalet (11,13 %), Rabat-Salé-Kénitra (13,87 %), Casablanca-Settat (14,69 %), Marrakech-Safi (11,95 %) et Souss-Massa (11,41 %).

Méthode PSM et variables de mesures

Développée par Rosenbaum et Rubin (1983), la méthode de couplage par score de propension (PSM) est un estimateur non paramétrique capable de réduire l'impact substantiel du biais de sélection qui survient dans les études d'évaluation.

Elle se réfère à la probabilité d'être exposé à un traitement, basée sur un ensemble de caractéristiques observables. Elle consiste à trouver pour chaque individu du groupe traité, une correspondance statistique dans le groupe de contrôle ayant les mêmes caractéristiques, ou du moins des caractéristiques similaires, à celles de l'individu traité afin que l'échantillon puisse être considéré comme sélectionné aléatoirement.

Pour calculer l'impact des entreprises à capitaux étrangers sur les résultats en matière d'emploi, l'effet moyen du traitement (ATE) pour une entreprise i à un moment donné t est défini comme la différence entre le résultat potentiel Y_i^T pour les entreprises à capitaux étrangers et le résultat potentiel Y_i^C pour les entreprises nationales. Ainsi, T désigne le traitement, C le groupe de contrôle et $E(.)$ l'espérance mathématique. Cette différence peut être formalisée par :

$$ATE = E(Y_i^T) - E(Y_i^C) = E(Y_{i1} | T_i = 1) - E(Y_{i0} | T_i = 0) \quad (8.1)$$

Étant donné que la même entreprise ne peut pas être observée dans deux situations différentes, avec et sans participation étrangère, l'estimateur approprié est $l'ATT$, ou effet moyen du traitement sur les entreprises traitées, qui est donné par la formule suivante :

$$ATT = E(Y_i^T - Y_i^C | T_i = 1) = E(Y_{i1} | T_i = 1) - E(Y_{i0} | T_i = 1) \quad (8.2)$$

Le problème avec cette spécification est que nous ne pouvons pas voir comment les entreprises du groupe de contrôle se comporteraient sur le marché du travail si elles avaient reçu le traitement (participation étrangère). En conséquence, le terme $E(Y_{i0} | T_i = 1)$ est seulement hypothétique et ne peut pas être directement estimé. Rosenbaum et Rubin (1983) ont proposé une solution basée sur la méthode de couplage par score de propension (PSM) pour estimer ce contre-factuel.

Le PSM crée un groupe de correspondance statistique (ou contre-factuel) basé sur les caractéristiques observées X et la probabilité de participer au traitement T . La variable de traitement est généralement dichotomique, avec le score de propension représenté par :

$$P(X) = \Pr(T = 1 | X) \quad (8.3)$$

Statistiquement, le score de propension $P(X)$ estime la probabilité conditionnelle P de recevoir le traitement étudié T pour chaque entreprise i étant donné ses caractéristiques initiales X . C'est un nombre allant de 0 à 1 qui résume toutes les caractéristiques observées des entreprises de l'échantillon. Nous couplons les entreprises ayant des IDE (traitées) avec des entreprises sans IDE dans le groupe de contrôle. La méthode de couplage est basée sur deux "hypothèses de base" (Gertler et al. 2016). La première hypothèse, connue sous le nom d'indépendance conditionnelle (CIA) ou sélection sur les observables (Heckman et al. 1985 ; Lechner, 1999),

stipule que si les différences observables dans les caractéristiques sont contrôlées, le résultat des entreprises traitées et non traitées doit être le même. Cela peut être formalisé comme suit :

$$(Y^T, Y^C) \perp T \mid X \quad (8.4)$$

La deuxième hypothèse, la condition de support commun, se réfère au support de la distribution du score de propension. En d'autres termes, cette condition indique que la probabilité d'être traité varie entre 0 et 1, en fonction de la valeur de X . Cette condition assure que les covariables des entreprises traitées et non traitées ont suffisamment de recouvrements, c'est-à-dire que les entreprises de chaque groupe sont suffisamment similaires pour que la comparaison soit non biaisée. L'absence de support commun entraînerait un biais structurel, tel que défini par Rosenbaum et Rubin (1983), et empêcherait toute conclusion sur l'effet causal d'un traitement. Ainsi :

$$0 < \Pr(T = 1 \mid X) < 1 \quad (8.5)$$

En ce qui concerne le choix du meilleur estimateur, Smith et Todd (2005) et Huber et al. (2013) soutiennent que différents estimateurs de couplage donnent généralement des résultats similaires et qu'il n'existe pas d'estimateur "supérieur". Ils affirment également que le choix d'un estimateur de couplage implique de trouver un équilibre entre les compromis d'efficacité et de biais (Garrido et al. 2014). Étant donné qu'il n'y a pas de consensus sur la meilleure méthode d'estimation, l'algorithme de couplage par noyau développé par Heckman et al. (1997) est choisi pour ce chapitre en raison de la petite taille de l'échantillon. Contrairement à d'autres algorithmes qui utilisent uniquement une ou quelques observations du groupe de comparaison, l'estimateur de couplage par noyau construit le contre-factuel en utilisant toutes les unités non traitées pondérées par la distance de chacune par rapport aux traitées (Morgan et Harding 2006; Handouyahia et al. 2013). Pour calculer les scores de propension, les groupes de traitement et de contrôle, ainsi que la variable de résultat pertinente, doivent être définis. Nous fournissons une définition formelle de chaque variable utilisée.

Dans cette étude, nous utilisons quatre variables pour mesurer les résultats en matière d'emploi. Tout d'abord, nous utilisons le nombre total d'employés permanents pendant l'exercice fiscal (*Emploi Permanent*). Cette variable est définie comme tous les employés rémunérés qui travaillent 8 heures ou plus par jour et qui ont un contrat d'un an ou plus, ou dont le contrat de travail est garanti d'être renouvelé. Deuxièmement, nous utilisons également le nombre d'employés temporaires au niveau de l'entreprise comme deuxième variable de résultat (*Emploi Temporaire*). Cela représente tous les employés rémunérés à court terme (moins d'un an) qui travaillent huit heures ou plus par jour et qui n'ont aucune garantie de renouvellement de contrat. La troisième variable mesure les salaires, incluant les traitements, salaires, primes et paiements de sécurité sociale pour le dernier

TABLE 8.2 : Description des variables

Variables	Description
Variables de résultats	
<i>Permanent_Employment</i>	Nombre de salariés permanents à temps plein au cours de la dernière année fiscale.
<i>Wages</i>	Total des salaires au cours de la dernière année fiscale.
<i>Temporary_Employment</i>	Nombre de salariés temporaires à temps plein au cours de la dernière année fiscale.
<i>Skilled_workers</i>	Nombre de travailleurs de production hautement qualifiés permanents à temps plein.
Treatment variable	
<i>Foreign ownership</i>	Variable binaire qui prend la valeur 1 pour la présence de propriété étrangère et 0 sinon.
Covariates characteristics	
<i>Sales</i>	Ventes annuelles totales de l'établissement au cours de la dernière année fiscale (en logarithme).
<i>Size</i>	Petites : Entreprises de 1 à 19 salariés à temps plein Moyennes : Entreprises de 20 à 99 employés Grandes : Entreprises dont l'effectif est supérieur ou égal à 100 salariés
<i>Export</i>	Variable muette qui prend la valeur 1 si l'entreprise exporte et 0 sinon.
<i>Age</i>	Âge de l'entreprise (en années)
<i>R&D</i>	Variable muette qui prend la valeur 1 si l'entreprise a investi dans la recherche et le développement, 0 sinon.
<i>Process innov</i>	Variable muette qui prend la valeur 1 si un processus nouveau ou sensiblement amélioré a été introduit par l'entreprise, 0 dans le cas contraire.
<i>Product innov</i>	Variable muette qui prend la valeur 1 si un produit ou un service nouveau ou significativement amélioré est introduit par l'entreprise, 0 sinon.
<i>Access to_finance_obstacle</i>	Variable muette qui prend la valeur 1 si l'obstacle de l'accès au financement est sévère ou majeur, 0 sinon.
<i>Corruption_obstacle</i>	Variable muette qui prend la valeur 1 si l'obstacle de la corruption est sévère ou majeur, 0 sinon.
<i>Informal_obstacle</i>	Variable muette qui prend la valeur 1 si l'obstacle des pratiques dans le secteur informel est sévère ou majeur, 0 sinon.
<i>Reg_lab_obstacle</i>	Variable muette qui prend la valeur 1 si l'obstacle de la réglementation du marché du travail est sévère ou majeur, 0 sinon.
<i>Taxes_obstacle</i>	Variable muette qui prend la valeur 1 si l'obstacle des taxes est sévère ou majeur, 0 sinon.
<i>Skill_obstacle_obstacle</i>	Variable muette qui prend la valeur 1 si l'obstacle de la main-d'œuvre insuffisamment éduquée est sévère ou majeur, 0 sinon.

Source : Élaboré par les auteurs

exercice fiscal (*Salaires*). La dernière variable porte sur le nombre de travailleurs de production hautement qualifiés permanents à temps plein (*Skilled_workers*).

Conformément à Farole et Winkler (2015) et Mohammed et Bunyaminu (2021), la variable "Propriété" est utilisée comme traitement pour identifier si l'entreprise est entièrement détenue par des nationaux ou des étrangers. L'OCDE définit les entreprises comme étrangères si elles ont 10% ou plus de participation étrangère. À cette fin, nous introduisons une variable binaire qui prend la valeur un en cas de présence de participation étrangère et zéro sinon.

Après avoir défini le groupe de traitement, le groupe de contrôle et la variable de résultat, les covariables des caractéristiques doivent être spécifiées. Il est difficile d'identifier tous les facteurs observables qui influencent à la fois la participation étrangère et le résultat. La meilleure approche est de considérer la théorie économique et les recherches précédentes pour trouver le meilleur ensemble de variables. Selon les études de Fang et al. (2019), Dovis et Zaki (2020) et Shepherd (2020), nous avons sélectionné les caractéristiques suivantes : l'âge des entreprises (*Âge*), la taille des entreprises : grande, lorsque le nombre total d'employés est supérieur à 100 (*catégorie de référence*), moyenne lorsque le nombre total d'employés est compris

entre 20 et 99, et petite, lorsque le nombre total d'employés est compris entre 1 et 19. Nous introduisons un ensemble de variables qui mesurent l'ampleur du développement de nouveaux produits/services par l'entreprise (*Prod_innov*) ou de nouvelles activités de soutien aux processus de l'entreprise (*Process_innov*), ainsi que la participation aux marchés d'exportation (*Export*), les ventes annuelles (*Sales*) et les décisions d'investissement en R&D de l'entreprise (*R&D*). Nous introduisons également un ensemble de variables qui mesurent le climat d'investissement et qui sont susceptibles d'influencer la participation étrangère. Selon Dinh et al. (2010) et Aboushady et Zaki (2016), nous utilisons l'obstacle de l'accès au financement externe (*Access to finance_obstacle*), la contrainte de la corruption (*Corruption_obstacle*), la concurrence du secteur informel (*Informal_obstacle*), la perception de la fiscalité comme contrainte (*Taxes_obstacle*), la perception concernant les réglementations du travail (*Reg_lab_obstacle*) et la barrière d'une main-d'œuvre insuffisamment éduquée (*Skill_obstacle_obstacle*).

III Résultats et discussion

Pour étudier l'impact de la propriété étrangère sur les résultats en matière d'emploi en utilisant la méthode d'appariement, nous calculons d'abord le score de propension, qui est la probabilité qu'une entreprise soit acquise par des investisseurs étrangers. Cela est fait en utilisant un modèle Probit pour estimer les scores de propension des entreprises sur la base de caractéristiques observables. Les résultats du modèle Probit sont présentés dans le tableau 8.3. Comme prévu, les entreprises ayant des ventes annuelles élevées sont plus susceptibles d'être acquises par des investisseurs étrangers. Nous constatons que l'ouverture d'une entreprise aux marchés internationaux augmente la probabilité qu'elle soit détenue par des étrangers par rapport au groupe de référence (entreprises domestiques). De plus, nos résultats suggèrent que les entreprises engagées dans la recherche et développement et les nouvelles activités de soutien aux processus de l'entreprise soient des facteurs significatifs dans la décision d'acquisition. Enfin, la perception des entreprises concernant les contraintes de réglementation du travail semble jouer un rôle crucial dans l'identification d'une cible d'acquisition.

Pour procéder à l'appariement, nous utilisons la probabilité prédite qu'une entreprise soit acquise par des investisseurs étrangers, également appelée score de propension. Avant de continuer, il est important de s'assurer qu'il y a un support commun suffisant dans la distribution des scores de propension. Cela signifie qu'il y a un chevauchement significatif entre les scores de propension du groupe de traitement (entreprises étrangères) et du groupe de contrôle (entreprises domestiques). La Figure 8.1 illustre cela en montrant la plage de chevauchement de [0.02123, 0.75715] entre les deux distributions. Cela indique qu'il y a un chevauchement significatif entre les deux groupes, et presque chaque entreprise dans le groupe de traitement a une correspondance de score de propension proche dans le groupe de contrôle.

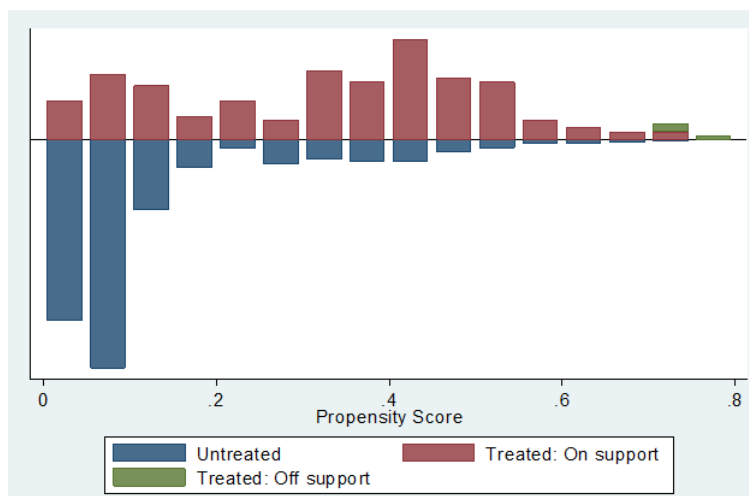
TABLE 8.3 : Estimation des scores de propension (résultats Probit - Effets marginaux)

Variables	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
<i>Ln(Sales)</i>	0.0935	0.0244	3.83	0.000	[0.0457 ; 0.1414]
<i>Size</i>	0.0813	0.0664	1.23	0.221	[-0.0488 0.2113]
<i>Export</i>	1.1863	0.1086	10.92	0.000	[0.9734 1.3992]
<i>Process_innov</i>	0.4494	0.2615	1.72	0.086	[-0.0633 0.9619]
<i>Prod_innov</i>	0.0627	0.2138	0.29	0.769	[-0.3564 0.4818]
<i>R&D</i>	0.3228	0.1660	1.94	0.052	[-0.0026 0.6482]
<i>Age</i>	0.0051	0.0037	1.39	0.166	[-0.0021 0.0124]
<i>Skill_obstacle_obstacle</i>	-0.0266	0.1449	-0.18	0.854	[-0.3106 0.2574]
<i>Informal_obstacle</i>	-0.0744	0.1393	-0.53	0.593	[-0.3474 0.1985]
<i>Access to finance_obstacle</i>	-0.1322	0.1612	-0.82	0.412	[-0.4482 0.1838]
<i>Corruption_obstacle</i>	0.1685	0.1303	1.29	0.196	[-0.0868 0.4238]
<i>Reg_lab_obstacle</i>	0.3583	0.1690	2.12	0.034	[0.0270 0.6897]
<i>Taxes_obstacle</i>	-0.0963	0.1342	-0.72	0.473	[-0.3594 0.1668]
<i>Constant</i>	-3.2483	0.4166	-7.80	0.000	[-4.0649 -2.4318]
<i>Pseudo R2</i>	0.1995				
<i>Chi2</i>	178.37				
<i>Prob > chi2</i>	0.0000				

Source : Élaboré par les auteurs

L'efficacité du processus d'appariement est cruciale pour la validité de nos résultats. La méthode d'appariement par score de propension suppose qu'il n'y a pas de différence statistiquement significative dans les moyennes des variables considérées entre les entreprises étrangères traitées et les entreprises domestiques appariées (groupe de contrôle). Le tableau 8.4 présente les résultats du test d'équilibrage pour notre modèle de référence. Les résultats indiquent que l'appariement est réussi et que les covariables sont bien équilibrées. Pour toutes nos variables explicatives, les tests t révèlent qu'après l'appariement, la différence entre les groupes traités et non traités n'est pas statistiquement différente de zéro. De plus, le pseudo-R2 est proche de zéro et le test LR-Chi2 est insignifiant, ce qui suggère que la qualité de l'appariement soit élevée. Ces résultats nous donnent confiance que le score de propension utilisé dans le processus d'appariement est approprié, et que les comparaisons entre les deux groupes sont valides.

Les résultats de l'appariement pour l'ensemble de l'échantillon montrent un écart d'emploi statistiquement significatif entre les entreprises étrangères (groupe traité) et domestiques (groupe de contrôle) présentant des caractéristiques observables similaires (Tableau 8.5). Plus précisément, les entreprises étrangères ont tendance à employer davantage de personnes de manière permanente par rapport

FIGURE 8.1 – Distribution du score de propension et région de support commun

Source : Calcul des auteurs, World Bank Enterprise Survey (WBES) for 2019

aux entreprises domestiques. La recherche montre que les entreprises étrangères ont 27% de chances supplémentaires d'embaucher des employés permanents à temps plein, ce qui est statistiquement significatif au niveau de 5%. Nos résultats suggèrent qu'il n'y a pas de différence entre les entreprises étrangères et domestiques en termes d'emploi temporaire. Ceci est cohérent avec les résultats d'Amin (2009), de Karlsson et al. (2009), de Farole et Winkler (2015) et de Javorcik (2015).

De plus, nos résultats montrent que les entreprises acquises par des étrangers n'ont pas d'impact sur l'amélioration des compétences de leur main-d'œuvre. Cet effet reste insignifiant dans tous les secteurs et tailles. Bien que cette constatation ait des implications politiques évidentes, il est difficile d'identifier le mécanisme économique sous-jacent. Selon Koch et Smolka (2019), il existe plusieurs raisons pour lesquelles les entreprises étrangères peuvent échouer à améliorer les compétences de leur main-d'œuvre. Une vision est la nature et le type d'activité menée par les entreprises étrangères qui se spécialisent dans des secteurs à faible productivité moyenne et une main-d'œuvre peu qualifiée, tels que les opérations d'assemblage à faible valeur ajoutée (Harris et Robinson, 2002; Moussir et Chatri, 2020). Une autre vision est que les multinationales étrangères transfèrent des technologies supérieures avec des exigences de compétences potentiellement plus élevées que les entreprises nationales (Caves, 1996).

Nos résultats montrent que la relation entre la variable factice de propriété étrangère et les salaires est positive, mais non statistiquement significative. Cela implique qu'il n'y a pas de différences de salaire entre les entreprises étrangères et domestiques. Ils sont cohérents avec ceux de Hoi et Pomfret (2010); Pittiglio et al. (2015) et Saurav et al. (2020), qui montrent que lorsque l'écart technologique entre

TABLE 8.4 : Covariate Unmatched Matched Mean %Reduction T-test

Covariate	Unmatched Matched	Mean		%Reduction		T-test	
		Treated	Controls	%bias	bias	t	p> t
Log(Sales)	U	16.12	15.326	34.5		2.75	0.006
	M	16.025	16.186	-7.0	79.8	-0.42	0.675
Size	U	2.1184	2.1287	-1.3		-0.10	0.921
	M	2.0822	2.0504	4.0	-208.6	0.23	0.815
Export	U	.67105	.17822	114.5		9.54	0.000
	M	.65753	.66873	-2.6	97.7	-0.14	0.887
Process	U	.07895	.0264	23.6		2.18	0.030
	M	.06849	.04942	8.6	63.7	0.49	0.628
Prod_serv	U	.06579	.0363	13.4		1.14	0.254
	M	.05479	.08001	-11.4	14.5	-0.60	0.547
R&d	U	.07895	.09241	-4.8		-0.37	0.714
	M	.08219	.10663	-8.7	-81.5	-0.50	0.617
Age	U	23.237	20.135	21.6		1.73	0.084
	M	22.712	21.048	11.6	46.3	0.69	0.493
inadeq_educ	U	.21053	.22772	-4.1		-0.32	0.749
	M	.21918	.2284	-2.2	46.4	-0.13	0.895
Informal	U	.23684	.29373	-12.9		-0.98	0.326
	M	.24658	.24717	-0.1	99.0	-0.01	0.993
Acc_fin	U	.22368	.22442	-0.2		-0.01	0.989
	M	.21918	.1707	11.6	-64.9	0.74	0.463
Corr	U	.46053	.42244	7.6		0.60	0.550
	M	.46575	.46208	0.7	90.4	0.04	0.965
Regulation	U	.25	.16832	20.1		1.64	0.101
	M	.24658	.20636	9.9	50.8	0.58	0.565
tax	U	.32895	.38944	-12.6		-0.97	0.332
	M	.34247	.28091	12.8	-1.8	0.80	0.426
Sample	Ps R2	LR chi2	p>chi2	MeanBias	MedBias	B	R
Unmatched	0.234	88.79	0.000	20.9	12.9	135.8*	1.12
Matched	0.015	3.07	0.998	7.0	8.6	29.0*	0.77

Source : Élaboré par les auteurs

les entreprises multinationales et nationales est important, les salaires dans les secteurs ne sont pas significativement affectés, mais plutôt, ils peuvent être affectés négativement en faveur de salaires plus bas versés aux travailleurs des entreprises étrangères.

Ensuite, nous évaluons l'effet de la propriété étrangère par sous-échantillon, et nous trouvons une relation positive entre la propriété étrangère et l'utilisation de l'emploi permanent dans les secteurs manufacturier et des services. La relation est plus forte dans le secteur des services, où elle est égale à 0,70, ce qui indique que les entreprises étrangères sont plus susceptibles d'embaucher des employés permanents par rapport aux entreprises domestiques.

Lorsque nous considérons la part des employés temporaires, l'ATT dans le secteur des services est statistiquement différent de zéro, ce qui implique une augmentation de 78 % en faveur des entreprises étrangères. Cependant, à 5 %, l'effet de l'acquisition étrangère dans le secteur manufacturier est négatif et non significatif. De plus, il est constaté que les salaires sont positivement corrélés à la présence étrangère de 69 %, ce qui indique que les entreprises étrangères ont un impact significatif sur les salaires dans le secteur manufacturier. Ensuite, nous

examinons l'impact de la propriété étrangère par taille d'entreprise. Seul l'effet sur l'emploi permanent est statistiquement différent de zéro dans ce cas. Cependant, l'impact semble être plus important pour les grandes entreprises.

TABLE 8.5 : Résultats de l'appariement par score de propension

Outcome	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
Global					
<i>Permanent_Employment</i>	0.2799	.1247	2.24	0.025	[0.0355 ; 0.5244]
<i>Temporary_Employment</i>	0.0237	.1478	0.16	0.872	[-0.2659 ; 0.3134]
<i>Wages</i>	0.0733	.1356	0.54	0.589	[-0.1925 ; 0.3391]
<i>Skilled_workers</i>	0.0344	0.2477	0.14	0.890	[-0.4511 ; 0.5198]
Répartition par secteur					
Industrie					
<i>Permanent_Employment</i>	0.4228	0.1956	2.16	0.031	[0.0393 ; 0.8063]
<i>Temporary_Employment</i>	-0.1557	0.3293	-0.47	0.636	[-0.8009 ; 0.4897]
<i>Wages</i>	0.6987	0.2594	2.69	0.007	[0.1903 ; 1.2071]
<i>Skilled_workers</i>	-0.7228	0.5056	-1.43	0.153	[-1.7138 ; 0.2681]
Services					
<i>Permanent_Employment</i>	0.7007	0.2151	3.26	0.001	[0.2791 ; 1.1222]
<i>Temporary_Employment</i>	0.7831	0.2599	3.01	0.003	[0.2736 ; 1.2926]
<i>Wages</i>	0.3358	0.2858	1.17	0.240	[-0.2244 ; 0.8961]
<i>Skilled_workers</i>	-0.8384	0.7059	-1.19	0.235	[-2.2221 ; 0.5453]
Répartition par taille					
Grande					
<i>Permanent_Employment</i>	0.9618	0.3283	2.93	0.003	[0.3183 ; 1.6054]
<i>Temporary_Employment</i>	-0.2689	0.3205	-0.84	0.401	[-0.8973 ; 0.3593]
<i>Wages</i>	0.2939	0.4572	0.64	0.520	[-0.6023 ; 1.1902]
<i>Skilled_workers</i>	0.1709	0.4343	0.39	0.694	[-0.6803 ; 1.0219]
Moyenne					
<i>Permanent_Employment</i>	0.5990	0.2415	2.48	0.013	[0.1249 ; 1.0720]
<i>Temporary_Employment</i>	0.3094	0.5371	0.58	0.565	[-0.7433 ; 1.3622]
<i>Wages</i>	0.5598	0.3259	1.72	0.086	[-0.0792 ; 1.1987]
<i>Skilled_workers</i>	-0.2260	0.6061	-0.37	0.709	[-1.4139 ; 0.9618]
Petite					
<i>Permanent_Employment</i>	0.3992	0.2017	1.98	0.048	[0.0039 ; 0.7945]
<i>Temporary_Employment</i>	0.2223	0.2838	0.78	0.433	[-0.3339 ; 0.7786]
<i>Wages</i>	0.1873	0.2882	0.65	0.516	[-0.3775 ; 0.7520]
<i>Skilled_workers</i>	0.4737	0.7087	0.67	0.504	[-0.9153 ; 1.8628]

Source : Author's calculation, World Bank Enterprise Survey (WBES) for 2019.

Conclusion

Depuis quelques décennies, l'investissement direct étranger est considéré comme l'un des composants les plus dynamiques de l'économie mondiale. La littérature théorique a souligné les avantages de l'IDE dans les pays en développement, par exemple en servant de canal pour la diffusion internationale des compétences. La création d'emplois de haute qualité est un exemple concret des avantages que peut apporter l'IDE aux économies locales lorsque les entreprises multinationales offrent des salaires et des conditions de travail plus élevés que les entreprises du pays hôte. Les entreprises multinationales peuvent également augmenter indirectement l'offre d'emplois de haute qualité en incitant les entreprises locales à améliorer leurs conditions de travail. Il n'est pas clair si les sociétés multinationales sont un facteur significatif dans l'amélioration des salaires et des conditions de travail.

Cette étude a pour objectif d'examiner la relation causale entre la propriété étrangère et les résultats en matière d'emploi au Maroc, en utilisant un nouvel ensemble de données au niveau des entreprises provenant des enquêtes de la Banque mondiale sur les entreprises (WBES) pour l'année 2019. En utilisant la technique d'appariement par score de propension pour contrôler le biais de sélection possible ex-ante, nous constatons que les entreprises étrangères sont 27 % plus susceptibles d'embaucher des employés permanents à temps plein. La propriété étrangère n'a pas d'impact significatif sur les salaires, l'emploi temporaire et les travailleurs hautement qualifiés. Nous présentons également des preuves que l'acquisition étrangère joue également un rôle important dans le secteur des services et pour les grandes entreprises.

Comprendre cette relation entre la propriété étrangère et les résultats en matière d'emploi au Maroc peut aider les décideurs à identifier les secteurs ayant un impact significatif, et ceux qui doivent être réformés. Les résultats obtenus pour le Maroc peuvent ouvrir de nouvelles questions de recherche liant l'IDE et la performance économique pour d'autres pays en développement. Un programme de recherche réactif pourrait ainsi se concentrer sur des études de cas illustratives pour évaluer la présence et l'importance relative des canaux par lesquels les multinationales peuvent influencer les résultats en matière d'emploi.

Bibliographie

- Aboushady, N., & Zaki, C. (2016). Investment climate and firms' exports in Egypt : When politics matter. *Economic Research Forum Working Paper No. 1071*.
- Acemoglu, D., Griffith, R., Aghion, P., & Zilibotti, F. (2010). Vertical integration and technology : Theory and evidence. *Journal of the European Economic Association*, 8(5), 989–1033.
- Aitken, B., Harrison, A., & Lipsey, R. E. (1996). Wages and foreign ownership : A comparative study of Mexico, Venezuela, and the United States. *Journal of International Economics*, 40(4), 345–371.
- Amin, M. (2009). Labor regulation and employment in India's retail stores. *Journal of Comparative Economics*, 37(1), 47–61.
- Arnal, E., & Hijzen, A. (2008). The impact of foreign direct investment on wages and working conditions. In *Annual Report on the OECD Guidelines for Multinational Enterprises 2008 : Employment and Industrial Relations* (pp. 195–221). OECD.
- Blomström, M., & Sjöholm, F. (1999). Technology transfer and spillovers : Does local participation with multinationals matter? *European Economic Review*, 43(6), 915–923.
- Caves, R. E. (1996). *Multinational enterprise and economic analysis*. Cambridge University Press.
- Craigwell, R. (2006). Foreign direct investment and employment in the English and Dutch-speaking Caribbean. *ILO Subregional Office for the Caribbean*.
- Dinh, H. T., Mavridis, D., & Nguyen, H. (2010). The binding constraint on firms' growth in developing countries. *World Bank Policy Research Working Paper No. 5485*.
- Dovis, M., & Zaki, C. (2020). Global value chains and local business environments : Which factors really matter in developing countries? *Review of Industrial Organization*, 57(2), 481–513.
- Fang, S., Shams, H., & Xu, L. C. (2019). Foreign direct investment and female entrepreneurship. *World Bank Policy Research Working Paper No. 9083*.
- Farole, T., & Winkler, D. (2015). The role of foreign firm characteristics, absorptive capacity, and the institutional framework for FDI spillovers. *Journal of Banking and Financial Economics*, 3(1), 77–112.
- Farole, T., & Winkler, D. (2014). *Making foreign direct investment work for Sub-Saharan Africa : Local spillovers and competitiveness in global value chains*. World Bank Publications.
- Fatima, S. T., & Khan, A. Q. (2018). Foreign direct investment and its impact on real wages : Evidence from Turkish micro-level data. *International Review of Applied Economics*, 32(6), 732–749.

- Fernández Delgado, K. (2020). Foreign acquisitions and female employment in manufacturing firms : An empirical analysis for Chile. *Transnational Corporations Journal*, 27(3), 9–38.
- Garrido, M. M., Kelley, A. S., Paris, J., Roza, K., Meier, D. E., Morrison, R. S., & Aldridge, M. D. (2014). Methods for constructing and assessing propensity scores. *Health Services Research*, 49(5), 1701–1720.
- Gertler, P. J., Martinez, S., Premand, P., Rawlings, L. B., & Vermeersch, C. M. (2016). *Impact evaluation in practice*. World Bank Publications.
- Glass, A. J., & Saggi, K. (2002). Multinational firms and technology transfer. *Scandinavian Journal of Economics*, 104(4), 495–513.
- Handouyahia, A., Haddad, T., & Eaton, F. (2013). Kernel matching versus inverse probability weighting : A comparative study. *International Journal of Mathematical and Computational Sciences*, 7(8), 1218–1233.
- Harding, T., & Javorcik, B. S. (2011). Roll out the red carpet and they will come : Investment promotion and FDI inflows. *The Economic Journal*, 121(557), 1445–1476.
- Harris, R., & Robinson, C. (2002). The effect of foreign acquisitions on total factor productivity : Plant-level evidence from UK manufacturing, 1987–1992. *Review of Economics and Statistics*, 84(3), 562–568.
- Hayami, H., Nakamura, M., & Nakamura, A. (2012). Wages, overseas investment, and ownership : Implications for internal labor markets in Japan. *The International Journal of Human Resource Management*, 23(14), 2959–2974.
- Heckman, J. J., & Robb Jr, R. (1985). Alternative methods for evaluating the impact of interventions : An overview. *Journal of Econometrics*, 30(2), 239–267.
- Heckman, J. J., Ichimura, H., & Todd, P. E. (1997). Matching as an econometric evaluation estimator : Evidence from evaluating a job training programme. *The Review of Economic Studies*, 64(4), 605–654.
- Hijzen, A., Martins, P. S., Schank, T., & Upward, R. (2013). Foreign-owned firms around the world : A comparative analysis of wages and employment at the micro-level. *European Economic Review*, 60, 170–188.
- Hoi, L. Q., & Pomfret, R. (2011). Technology spillovers from foreign direct investment in Vietnam : Horizontal or vertical spillovers? *Journal of the Asia Pacific Economy*, 16(2), 183–201.
- Huber, M., Lechner, M., & Wunsch, C. (2013). The performance of estimators based on the propensity score. *Journal of Econometrics*, 175(1), 1–21.
- Javorcik, B. S. (2015). Does FDI bring good jobs to host countries? *The World Bank Research Observer*, 30(1), 74–94.
- Javorcik, B. S., & Spatareanu, M. (2011). Does it matter where you come from? Vertical spillovers from foreign direct investment and the origin of investors. *Journal of Development Economics*, 96(1), 126–138.
- Jayaraman, T. K., & Singh, B. (2007). Impact of foreign direct investment on

- employment in Pacific Island countries : An empirical study of Fiji. *Economia Internazionale/International Economics*, 60(1), 57–74.
- Jenkins, R. (2006). Globalization, FDI, and employment in Viet Nam. *Transnational Corporations*, 15(1), 115–142.
 - Jude, C., & Silaghi, M. I. P. (2016). Employment effects of foreign direct investment : New evidence from Central and Eastern European countries. *International Economics*, 145, 32–49.
 - Karlsson, S., Lundin, N., Sjöholm, F., & He, P. (2009). Foreign firms and Chinese employment. *World Economy*, 32(1), 178–201.
 - Keller, W. (2021). Knowledge spillovers, trade, and foreign direct investment. *National Bureau of Economic Research (No. W28739)*.
 - Keller, W., & Yeaple, S. R. (2009). Multinational enterprises, international trade, and productivity growth : Firm-level evidence from the United States. *The Review of Economics and Statistics*, 91(4), 821–831.
 - Koch, M., & Smolka, M. (2019). Foreign ownership and skill-biased technological change. *Journal of International Economics*, 118, 84–104.
 - Konings, J. (2001). The effects of foreign direct investment on domestic firms : Evidence from firm-level panel data in emerging economies. *Economics of Transition*, 9(3), 619–633.
 - Lechner, M. (1999). Earnings and employment effects of continuous off-the-job training in East Germany after unification. *Journal of Business & Economic Statistics*, 17(1), 74–90.
 - Lejarraga, I., & Ragoussis, A. (2018). Beyond capital : Monitoring development outcomes of multinational enterprises. *World Bank Policy Research Working Paper No. 8686*.
 - Lipsey, R. E., & Sjöholm, F. (2001). Foreign direct investment and wages in Indonesian manufacturing. *NBER Working Paper Series No. 8299*.
 - Lipsey, R. E., Sjöholm, F., & Sun, J. (2010). Foreign ownership and employment growth in Indonesian manufacturing. *National Bureau of Economic Research (No. W15936)*.
 - Malouche, M., & Partow, Z. (2019). Creating markets in Morocco : A second generation of reforms—Boosting private sector growth, job creation, and skills upgrading. *World Bank Publications*.
 - Mohammed, I., & Bunyaminu, A. (2021). Major obstacles facing business enterprises in an emerging economy : The case of Ghana using the World Bank Enterprise Survey. *Journal of Small Business and Enterprise Development*, 28(3), 475–487.
 - Morgan, S. L., & Harding, D. J. (2006). Matching estimators of causal effects : Prospects and pitfalls in theory and practice. *Sociological Methods & Research*, 35(1), 3–60.
 - Moussir, C. E., & Chatri, A. (2020). Structural change and labour productivity growth in Morocco. *Structural Change and Economic Dynamics*, 53, 353–358.

- Nguyen, D. T. H. (2019). Inward foreign direct investment and local wages : The case of Vietnam's wholesale and retail industry. *Journal of Asian Economics*, 65, 101–134.
- Pittiglio, R., Reganati, F., & Sica, E. (2015). Do multinational enterprises push up the wages of domestic firms in the Italian manufacturing sector? *The Manchester School*, 83(3), 346–378.
- Pomfret, R. (2010). Foreign direct investment and wage spillovers in Vietnam : Evidence from firm level data. *ASEAN Economic Bulletin*, 27(2), 159–172.
- Ragoussis, A. (2020). How beneficial are foreign acquisitions of firms in developing countries? Evidence from six countries. *Global Investment Competitiveness Report 2019/2020*. Washington, D.C. : World Bank Group.
- Reyes, J. D. (2017). FDI spillovers and high-growth firms in developing countries. *World Bank Policy Research Working Paper No. 8243*.
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41–55.
- Saggi, K. (2002). Trade, foreign direct investment, and international technology transfer : A survey. *The World Bank Research Observer*, 17(2), 191–235.
- Sánchez-Martín, M. E., De Piniés, J., & Antoine, K. (2015). Measuring the determinants of backward linkages from FDI in developing economies : Is it a matter of size? *World Bank Policy Research Working Paper No. 7185*.
- Saurav, A., & Sinha, A. (2020). Foreign direct investment and employment outcomes in developing countries : A literature review of the effects of FDI on job creation and wages. *World Bank Publications*.
- Shepherd, B. (2020). Firm size and participation in the international economy : Evidence from Bangladesh. *Asian Development Bank Working Paper No. 1119*.
- Smith, J. A., & Todd, P. E. (2005). Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators? *Journal of Econometrics*, 125(1), 305–353.
- Toth, I. J. (1998). Market links and growth capability of enterprises in a transforming economy : The case of Hungary. In *The Hungarian SME Sector Development in Comparative Perspective* (pp. 29–60). Budapest : KOPINT-DATORG Foundation and CIPE/USAID.
- UNCTAD. (2019). *World investment report 2019 : Special economic zones*. United Nations Conference on Trade and Development.
- UNCTAD. (2020). *World investment report 2020 : International production beyond the pandemic*. United Nations Conference on Trade and Development.
- Xu, J., Liu, Y., & Abdoh, H. (2022). Foreign ownership and productivity. *International Review of Economics & Finance*, 80, 624–642.

PARTIE 4 :
POLITIQUES PUBLIQUES ET
EMPLOI

9 Impact des politiques publiques sur le marché du travail régional et le bien-être au Maroc

Aomar IBOURK, Mohammed-Ali BOUGZIME, Roquia CHERKAoui, Fatiha AGUENY FATIHA, Aziz RAGBI

Résumé

L'économie régionale se caractérise par une diversité sectorielle et des inégalités inter-régionales au niveau d'emploi, l'activité économique et du revenu au Maroc. Eu égard à ces inégalités, le gouvernement a mis en place l'ensemble des politiques publiques, notamment, en éducation dans le but de renforcer le capital humain et le plein emploi à l'échelle nationale et régional. Cette étude vise à évaluer l'impact des politiques sociales et fiscale (Impôt sur le revenu) sur le marché du travail régional et le bien-être des ménages au Maroc via le modèle d'équilibre général calculable dynamique (PEP 1, t) à l'horizon 2024-2030 calibré par la matrice de la comptabilité sociale de 2019, désagrégée à l'aide de l'enquête nationale de l'emploi de 2019 et l'enquête nationale des dépenses et de consommation des ménages de 2014. Les résultats montrent que l'augmentation des dépenses en éducation aura un impact positif sur l'emploi dans les régions du Sud par rapport aux régions centres du Maroc. De plus, une amélioration des agrégats économiques accompagnée d'une légère augmentation du PIB quoique, le financement des dépenses en éducation non marchande ait creusé le déficit budgétaire. Cependant, l'augmentation de l'impôt sur le revenu de 2% impactera négativement sur le bien-être, et la consommation des ménages, ainsi que l'emploi, tandis qu'une amélioration de l'investissement public et les recettes de l'Etat.

Mots-clés : Politique sociale-dépense gouvernementales en éducation-santé nationale-capital humain-inégalité régionale-marché de travail régional-Modèle d'équilibre général calculable dynamique

Impact of Public Policies on the Regional Labor Market and Well-Being in Morocco

Abstract

Morocco's regional economy is characterized by sectoral diversity and inter-regional inequalities in employment, economic activity and income. In view of these inequalities, the government has implemented a range of public policies, notably in education, with the aim of strengthening human capital and full employment at national and regional level. This study aims to assess the impact of social and fiscal (Income Tax) policies on the regional labor market and household welfare in Morocco via the dynamic computable general equilibrium model (PEP 1, t) to 2024-2030 calibrated by the 2019 social accounting matrix, disaggregated using the 2019 national employment survey and the 2014 national household expenditure and consumption survey. The results show that increased spending on education will have a positive impact on employment in the southern regions compared to the central regions of Morocco. In addition, an improvement in economic aggregates accompanied by a slight increase in GDP, although the financing of non-market education spending has widened the budget deficit. However, the 2% increase in income tax will have a negative impact on welfare, household consumption and employment, while improving public investment and government revenues.

Keywords : Social policy-government spending on education-national health-human capital-regional inequality-regional labor market dynamic computable general equilibrium model

Introduction

L'analyse interrégionale en termes d'emploi constitue un facteur déterminant de l'accélération et de la transformation économique et sociale. En effet, l'économie régionale se caractérise par des spécificités sectorielles créent une hétérogénéité économique. Ces derniers s'expliquent par la spécialisation productive, les différences technologiques et les dotations en ressources différentes, ce qui entraîne un déséquilibre au niveau d'emploi, du revenu et de la croissance économique dans les différentes régions.

Au Maroc, le marché de travail régional se caractérise par une disparité au niveau d'emploi dont cinq régions arbitrent 72% de l'ensemble des actifs âgés de 15 ans et plus. La région de Casablanca-Settat vient en première position avec 22.2%, suivie de Rabat-Salé-Kenitra de 13,7%, Marrakech-Safi de 13,1%, Tanger-Tétouane Al-Hoceima de 12% et Fès-Meknès 11,6%. Au niveau de taux d'activités, la région Tanger-Tétouane Al-Hoceima enregistre 50.1%, Casablanca-Settat (46.7%) et Marrakech-Safi (45%). Cependant, les régions Souss-Massa (38.3%), Darâa-Tafilelet (41%) et l'Oriental (42%) se caractérisent par des taux plus bas. En effet, le niveau de chômage est concentré de 71,4% dans cinq régions, à savoir, Casablanca-Settat (25,9%), Fès-Meknès (13.2%), Rabat-Salé Kenitra (12.7%), Tanger-Tétouane Al-Hoceima et l'Oriental (9.8%). Par rapport les trois régions du sud du Maroc, le taux de chômage s'élève à 20.1%. En revanche, les régions de Marrakech-Safi, Tanger-Tétouan-Al Hoceïma et Drâa-Tafilelet enregistrent les taux les plus bas, respectivement 6,9%, 9,7% et 9,7% (HCP, 2022). Ces disparités peuvent être expliquées par la présence d'une grande variété d'activités économiques et une hétérogénéité sectorielle au sein des différentes régions du Maroc (Allal et al, 2021).

Eu égard à ces inégalités en termes de marché de travail marocain, les disparités régionales sont concentrées dans les régions moins favorisées par rapport aux régions centres s'explique par le phénomène de la migration interrégionale. Dans cette perspective, le gouvernement intervient par le biais des politiques publiques constituent le moteur de développement territorial du pays. Ces derniers représentent des politiques volontaristes de redistribution interrégionale de la richesse dans le but d'absorber les inégalités régionales au niveau d'emploi au Maroc. Cette planification est émanée par les pouvoirs publics centraux, dans le but de valoriser le capital humain au niveau national et régional, en tenant compte les spécificités régionales de l'économie marocaine.

Dans cette optique, ce chapitre se fonde sur une évaluation ex-ante des politiques publiques, sociales et fiscales et leurs impacts sur le marché du travail régional et le bien-être des ménages via le modèle d'équilibre général calculable dynamique. En effet, cette analyse se distingue par rapport aux études précédentes au Maroc pour plusieurs raisons.

Premièrement, elle porte sur une analyse dynamique du marché du travail régionale en tenant compte les comportements des ménages. Deuxièmement, l'en-

semble des études antérieures présentent une analyse de la structure économique régionale via le modèle input output interrégionale tandis que, ce présent travail analyse la dynamique d'emploi interrégional. À cet effet, ce chapitre a pour but d'analyser l'impact des politiques publiques et ses répercussions sur l'emploi au niveau des douze régions du Maroc à l'horizon 2030.

Par la suite, le chapitre est organisé comme suit. Dans la première section, une présentation d'une revue de littérature théorique et empirique, ensuite, la deuxième section, porte sur une description des données et la méthodologie adoptées. Enfin, les résultats et discussions font l'objet de la dernière section.

I Revue théorique et empirique

Les théories de la croissance régionale (TCR) revêtent une importance fondamentale pour comprendre les mécanismes d'expansion économique, le niveau de développement des régions et leurs asymétries, qu'elles soient inter ou intra régionales. Les différentes théories apportent un élément différent à la compréhension du processus de croissance et de ses origines, en mettant l'accent sur le rôle d'une ou plusieurs facteurs en tant que déterminants fondamentaux de la croissance régionale. De plus, elles permettent d'évaluer les conditions qui favorisent une croissance durable et stable, ou, le retard persistant des régions, et d'anticiper la politique régionale la plus appropriée pour atteindre les objectifs de développement.

Dans ce cadre, les principaux postulats des théories de la croissance régionale se caractérisent par des multitudes typologies ou de tentatives de regroupement conceptuel des TCR, ainsi que différentes interprétations visant à exposer et évaluer à la fois les limites et les implications des hypothèses et des modèles qui les définissent. Depuis le travail de Richardson (1977) expose cinq théories, dont certaines sont aujourd'hui considérées comme des méthodes de mesure de l'activité régionale, jusqu'à des travaux comme celui de Moncayo (2001), qui identifie quatorze théories, parmi lesquelles certaines relèvent davantage de politiques d'aménagement du territoire, cela met en évidence l'évolution dynamique théorique et empirique dans le domaine de la croissance régionale.

Premièrement, la théorie néoclassique de la croissance émerge des travaux tels que ceux de Harrod (1939), Solow (1956) et Swan (1956). Ces auteurs n'ont pas développé leurs modèles respectifs pour comprendre spécifiquement la croissance régionale, mais celle de l'économie dans son ensemble. Néanmoins, leur cadre analytique est devenu une référence incontournable pour la compréhension de la croissance des économies régionales. Le point de départ de la croissance néoclassique est le modèle Solow-Swan qui suppose des rendements décroissants et un marché de concurrence parfaite. Pour ce modèle, le niveau de production d'une économie dépend de deux facteurs de production et de la technologie. Ainsi, l'accumulation du capital est déterminée par l'épargne, la croissance de la population et le progrès technologique, comme étant des déterminants de la croissance. D'une

part, le capital et le travail sont des biens rivaux contribuant à la production, tandis que le progrès technique est considéré comme non rival (Sala-I-Martin, 1999).

De plus, la théorie néoclassique de croissance a été suivie par un nouveau groupe de modèles de croissance endogène. Elle émerge des critiques à l'égard de la théorie néoclassique qui ne pouvait pas expliquer la croissance à long terme et ne reconnaissait pas l'existence de facteurs empêchant une productivité décroissante. La théorie de la croissance endogène rompt avec l'hypothèse de rendements décroissants dans l'économie et intègre la technologie en tant que variable endogène. Romer P. (1994) affirme que la croissance endogène se distingue selon laquelle la croissance est un résultat endogène du système économique et non le résultat des forces externes, ainsi, l'une des contributions principales de cette théorie est l'intégration du capital humain en tant que composante explicative de la croissance, abordée selon diverses perspectives sur la base de la théorie de Lucas (1988). En effet, l'intégration du capital humain, l'endogénéité du progrès technologique et l'apparition d'externalités sont d'une importance fondamentale pour la compréhension de la croissance économique que pour l'analyse régionale. Néanmoins, la croissance endogène sujette aux mêmes critiques que celles adressées à la théorie néoclassique, car elle ne prend pas en compte les variables géographiques dans son cadre explicatif. De même, comme le souligne Thirwall (2003), la nouvelle théorie de la croissance ignore les variables du côté de la demande.

Concernant, la théorie de la concentration et des rendements croissants explique que l'activité économique a tendance à se concentrer dans les zones de concentration (régions centres) dont les rendements croissants émergent et renforcent, de manière circulaire, la localisation de l'activité dans ces zones. Les concentrations de population et d'activité économique subsistent une certaine forme d'économie d'agglomération, dans laquelle la même concentration spatiale crée un environnement économique favorable pour le maintien de concentrations supplémentaires (Fujita, 2000). En effet, cette concentration est renforcée par les rendements croissants. Ray (1998) indique qu'une activité productive présente des rendements croissants d'échelle si l'augmentation de l'échelle réduit les coûts unitaires de fonctionnement. En d'autres termes, une augmentation proportionnelle des facteurs de production entraîne une augmentation de la production générée par l'activité qui est plus que proportionnelle. Ainsi, une grande partie du commerce est le résultat d'une spécialisation arbitraire basée sur l'existence de rendements croissants dans les régions centres (Krugman, 1992).

Dans cette perspective, les rendements croissants doivent être incorporés comme un facteur explicatif de la croissance. En outre, Krugman soutient que ces rendements affectent l'économie depuis divers domaines, que ce soit la localisation de secteurs économiques spécifiques et le développement inégal de régions entières. Par conséquent, la polarisation économique est considérée comme étant le résultat de la croissance.

Concernant, la théorie du développement endogène est basée sur deux hypo-

thèses, la première, les acteurs locaux stimulent la croissance de leurs régions et la deuxième, la diversité des trajectoires de croissance. Polèse (2005) souligne que le terme « local » met l'accent sur les facteurs de développement spécifiques à la région, sur les caractéristiques locales susceptibles de créer et de maintenir des avantages concurrentiels. La théorie du développement considère le développement comme un processus territorial dans lequel la capacité de développement d'une région dépend des sources de croissance déjà étudiées (capital et travail), mais aussi des sources structurelles. En effet, d'un point de vue du développement endogène, les processus de développement doivent être ancrés dans le territoire, de sorte que l'esprit d'entreprise local et l'investissement sont des facteurs décisifs dans les projets de développement (Vázquez Barquero, 2005). Il indique que le développement doit être considéré comme un processus de croissance et de changement structurel dans lequel les régions s'engagent par intérêt pour accroître l'emploi, réduire la pauvreté, et améliorer le niveau de vie de la population. Il ajoute que les dynamiques des régions se diffèrent les unes des autres. Chaque territoire possède un ensemble des ressources matérielles, humaines, institutionnelles et culturelles qui constituent son potentiel de développement et il s'exprime à travers sa structure productive, le marché du travail, la capacité entrepreneuriale et la connaissance technologique, et les infrastructures.

Pour analyser le marché de travail local, on s'appuie sur le modèle du marché de travail local et du capital humain. Ces modèles théoriques se fondent sur les transferts interrégionaux de capital humain et du progrès technologique localisé comme un mécanisme d'agglomération de l'activité économique et de développement inégal entre les régions centres et périphériques (Krugman 1991). Gordon et Lamont (1981), met l'accent sur les interdépendances entre les zones de sous marché en résultant la migration du travail et au logement et des changements induit dans le déplacement domicile-travail s'explique par la différenciation des salaires et de la concentration d'emploi dans les régions centres. Le modèle du capital humain porte sur les mécanismes de l'investissement en capital humain, en tenant compte, que l'offreur est un détenteur de capital qu'il doit mettre en valeur par des investissements alternatifs productifs s'explique par le comportement de migration et les disparités salariales liés aux qualifications. Le Modèle de Lucas (1988), analyse le capital humain en deux effets, le premier, à un effet d'augmenter la productivité de travail, le deuxième, contribue à la productivité de la mobilité des facteurs de production, au niveau de la qualification de la main d'œuvre dont le travail qualifié dépend au phénomène de la migration interrégionale caractérisait par des individus ayant des niveaux d'éducation et des capacités différentes et des avantages externes vis-à-vis les autres travailleurs de cette région. Tandis que, Acemoglu (1994) indique que la recherche d'emploi dépend au moment où capital physique et le capital humain sont complémentaires.

En effet, dans le but de maintenir un niveau d'emploi régional équitable, l'intervention de l'Etat est nécessaire d'influencer l'allocation du travail et du capital

et d'inciter les facteurs de production de se localiser dans les régions à faible performance économique. L'ensemble des études ont été menées pour analyser l'effet d'une politique publique sur le marché de travail régional. Premièrement, Une étude d'Akita T. (2022) examine les effets des changements économiques et des politiques gouvernementales sur la croissance de la production dans la région de Kyushu entre 1965 et 1990. Cette étude utilise la méthode de décomposition des facteurs de croissance basée sur un système interrégional japonais à trois régions composé de Kyushu, Kanto et le reste du Japon. Les résultats montrent que le schéma de croissance de Kyushu a changé de manière significative au cours de cette période. Margherita et al (2014) analyse le multiplicateur d'emploi à deux niveaux échangeables et non échangeables à travers une analyse input output interrégionale. Ainsi, des études analysent l'impact des politiques régionales sur l'emploi à l'aide des modèles d'équilibres générales calculables, s'appuient sur une approche descendante dans leur analyse des questions régionales, citons ORANI (Dixon, Parmenter, Sutton et Vicent (1982), Horridge et al. (1995), MONASH-RES (Parmenter et Welsh, 2000), et Haddad et Azzoni (2001). Le modèle ORANI utilise une adaptation de la méthode proposée par Leontief et al. (1965) pour la désagrégation régionale des résultats nationaux d'entrées-sorties. Ces résultats régionaux rendent compte des différences dans les structures économiques des régions et des effets multiplicateurs locaux.

Toutefois, au Maroc, la première étude en termes d'évaluation des politiques régionales au Maroc a été réalisée par Haddad A et al (2022), visent à fournir des éléments d'analyse solides sur les effets potentiels en termes de croissance, de création d'emplois, d'inclusion et de durabilité à long terme des différents plans de financement pour atténuer les effets de la crise de COVID-19 au niveau régional. La deuxième étude est celle de Haddad E. et Araujo (2023) présentent une vue synthétique des impacts socio-économiques et environnementaux des secteurs économiques et des régions qui composent l'économie marocaine dans le contexte du nouveau modèle de développement, en tenant compte de la structure économique actuelle et des technologies de production. De même, ils mettent en œuvre l'analyse hiérarchique basée sur des poids prédéfinis pour les différents indicateurs structurels pris en compte dans l'étude.

II Méthodologie et données

Cadre comptable du modèle : Matrice de Comptabilité Sociale (MCS)

Les informations contenues dans les comptes nationaux sont organisées sous forme matricielle très détaillée et complète, appelée la matrice de la comptabilité sociale (MCS). La MCS est un tableau carré sous une forme matricielle qui permet de synthétiser les interactions entre les comptes nationaux. La construction de cette matrice est fondée essentiellement au recours les tableaux nationaux, à savoir le tableau des Ressources et des Emplois (TRE) et le tableau des comptes économiques intégrés (TCEI). Dans cette matrice, les colonnes et les lignes donnent un

ensemble de comptes à partie double qui garantit l'identité comptable. En effet, les colonnes de chaque compte présentent les dépenses, cependant, les lignes présentent les recettes de chaque compte. La MCS considéré comme un cadre comptable cohérence des données nécessaires pour calibrer les Modèles d'Equilibre Général Calculable (MEGC). Ces Modèles sont utilisés pour mesurer l'impact des chocs sur l'ensemble de l'économie. La MCS est dite cohérente dans le sens où chaque dépense correspond à un revenu (Bourque, 2004). L'identité comptable de l'équilibre ressource-emploi de chaque compte s'écrit par l'égalité suivante :

$$\sum_{j=1}^n T_{kj} = \sum_{i=1}^n T_{ki} \quad (9.1)$$

Pour répondre à notre problématique, on construit une MCS désagrégée sur douze régions, en se basant sur la matrice de la comptabilité sociale de 2019 élaborée par la Haut-Commissariat du Plan. La majorité des traitements opérés consiste en la désagrégation de plusieurs comptes de la MCS. Tout d'abord, les secteurs d'activité considérés se composent de 22 produits et branches, dont le compte MNO « Education, santé et action sociale » est désagrégé en trois sous compte, premièrement, éducation non marche, éducation marchande, et santé, action sociale sur la base des données de HCP de 2019. Deuxièmement, le facteur de travail est désagrégé par région sur la base des données de l'enquête d'emploi nationale de 2019. Cette désagrégation est fondée sur l'équation de Mincer avec la méthode de Heckman qui prend en compte la correction du biais de sélection afin de répartir la masse salariale entre les ménages selon les douze zones du marché du travail régional. Ensuite, Le vecteur de la consommation des ménages sont ventilés par région à l'aide des données de l'enquête des dépenses et de la consommation des ménages de 2014 (HCP, 2014). En outre, les transferts interrégionaux ou entre les agents économiques sont estimés sur la base des hypothèses, parmi eux, les transferts des ménages sont plus concentrés dans les régions centres que les régions du sud du Maroc. En effet, parmi les principaux agrégats désagrégés pour l'étude d'évaluation, ceux de la fiscalité ont été détaillés pour distinguer les agrégats de la fiscalité indirecte (Taux de valeur ajoutée, autres impôts sur les produits et subventions à la consommation) appliquée aux produits et ceux appliqués aux branches d'activité (taxes sur la production et subventions à la production). . Enfin, l'horizon temporel de l'étude s'étale sur la période 2024-2030.

Méthodologie

La présente étude consiste à une évaluation quantitative ex-ante des politiques sociales et fiscales sur le marché de travail régional à l'aide de modèle d'équilibre générale calculable PEP (1, t), version 2.0 de Décaluwé, Maisonnave, Lemelin, et Robichaud (2013) adaptée à cette étude pour l'économie marocaine. Afin de répondre à notre problématique et aux imperfections du marché du travail régional, les modifications adoptées au modèle PEP (1, t) sont aux niveaux de la demande de

travail par région par industrie modélisé par la fonction CES (substitution imparfaite), les recettes publiques provenant des charges sociales sur le travail de région dans l'industrie j , taux de salaire payé par l'industrie j pour le travail par région, y compris les charges sociales. Enfin, pour les besoins de la dynamisation du modèle, entre autres, l'investissement, par produit, a été ventilé en public et privé.

Ainsi, pour tenir compte de l'existence du chômage sur le marché du travail régional marocain, nous adaptons la courbe de salaire de (Blanchflower et Oswald, 1995) qui consiste à supposer une relation à pente négative entre le taux de chômage et le taux de salaire sur chaque marché du travail des douze régions du Maroc.

$$\omega(l, r) = A(l, r) \cdot T.chôm(l, r)^{\sigma(l, r)} \cdot PIXCON \quad (9.2)$$

Avec :

- $PIXCON$: L'indice de prix à la consommation
- $T.chôm$: Le taux de chômage par région
- $A(l)$: Un paramètre d'échelle
- $A(l)$: Le taux de salaire par région
- $\sigma(l)$: L'élasticité du salaire par rapport au chômage par région, il est négatif et égal -0.1.

En outre, ce modèle « PEP 1-t » a été adapté à l'économie marocaine à travers le recours à une modélisation fine des agrégats de fiscalité indirecte (Taux de valeur ajoutée, autres impôts sur les produits et subventions à la consommation, appliqués aux produits et taxes sur la production et subventions à la production, appliquées aux branches d'activités). Sur le plan opérationnel, il a été question d'intégrer de nouvelles équations.

$$TIP_j = ttip_j \cdot PP_j \cdot XST_j \quad (9.3)$$

$$SUBO_j = ttubp_j \cdot PP_j \cdot XST_j \quad (9.4)$$

$$\begin{aligned} TVA_i = ttva \cdot \left[(PL_i + \sum_{ij} PC_{ij} \cdot tmr_{g_{ij},i}) \cdot DD_i \right. \\ \left. + ((1 + ttim_i) \cdot PWM_i \cdot e + \sum_{ij} PC_{ij} \cdot tmr_{g_{ij},i}) \cdot IM_i \right] \cdot AIP_i - SUB_i \end{aligned} \quad (9.5)$$

$$\begin{aligned} AIP_i = ttaip_i \cdot \left[(PL_i + \sum_{ij} PC_{ij} \cdot tmr_{g_{ij},i}) \cdot DD_i \right. \\ \left. + ((1 + ttim_i) \cdot PWM_i \cdot e + \sum_{ij} PC_{ij} \cdot tmr_{g_{ij},i}) \cdot IM_i \right] \end{aligned} \quad (9.6)$$

$$SUB_i = tsub_i \left[(PL_i + \sum_{ij} PC_{ij} \cdot tmrg_{ij,i}) \cdot DD_i + ((1 + ttime_i) \cdot PWM_i \cdot e + \sum_{ij} PC_{ij} \cdot tmrg_{ij,i}) \cdot IM_i \right] \quad (9.7)$$

Variables :

- TVA_i : Recettes publiques provenant de la taxe sur la valeur ajoutée sur le produit i.
- AIP_i Recettes publiques provenant d'autres impôts sur le produit i
- SUB_i : Dépenses publiques en Subventions sur la consommation du produit i
- TIP_j : Recettes publiques provenant des impôts sur la production de la branche j
- $SUBP_j$: Dépenses publiques en Subvention à la production de la branche j
- PC_i : Prix à la consommation du produit composite i
- PL_i : Prix local du produit i
- DD_i : Demande locale de produit i produit localement
- IM_i : Volume des importations en produit i

Les paramètres :

- $ttai p_i$: Taux d'autres impôts sur le produit i
- $tsub_i$: Taux de subvention à la consommation du produit i
- $ttva_i$: Taux de taxe sur la valeur ajoutée sur le produit i
- $ttim_i$: Taux de droits de douane à l'importation du produit i
- $ttip_j$: Taux d'imposition sur la production de la branche j
- $tsub_j$: Taux de subvention de la production de la branche j.

Pour mesurer les inégalités sociales régionales, on calcule l'indice d'Atkinson pour mesurer le bien être des ménages dans les douze régions qui s'exprime comme suit :

$$A_\epsilon = 1 - \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i}{\bar{Y}} \right) \right]^{(1/(1-\epsilon))} \quad (9.8)$$

L'indice d'Atkinson dépend d'un paramètre d'aversion (comme valeurs typiques sont compris de 0.25 à 2). Si $A=X\%$ signifie que la population accepterait de perdre $X\%$ de son revenu actuel pour que la distribution devienne égalitaire.

A ce niveau, pour mesurer la dynamique de la variation du bien-être des ménages dans notre modèle, nous nous retenons à l'indicateur de la variation équivalente (VE) d'utilité des ménages dépend à la variation du revenu des consommateurs équivalente à celle du prix relatif des produits. Il s'exprime comme suit :

$$EV_t = \prod_{i=1}^I \left(\frac{P_{i,t}^0}{P_{i,t}^1} \right)^{\beta_i} \left(Y_t^1 - \sum_{i=1}^I \gamma_{i,t} P_{i,t}^1 \right) - \left(Y_t^0 - \sum_{i=1}^I \right) \quad (9.9)$$

Amélioration du bien-être si $EV > 0$.

Calibration

Le calibrage du modèle correspond la détermination des paramètres du modèle à partir des données de la MCS et des estimations économétriques. Le modèle est calibré à partir de la MCS de 2019. Les paramètres d'élasticités de la valeur ajoutée sont estimés durant la période 1999-2019, les paramètres de la consommation des ménages régionaux sont estimés à l'aide des données de l'ENDCM 2014. Au niveau des paramètres de la dynamisation du modèle, la croissance de la population est ressortie d'après les études de CERED¹ (HCP, 2020), le taux de dépréciation de capital est de 5%, la valeur est ressortie d'une étude intitulée « Accumulation du capital et gain de productivité au Maroc » par Ababd Taoufik (2017).

III Simulation et résultats

Pour évaluer l'impact des politiques publiques sur le marché de travail régional au Maroc à l'horizon 2024-2030. On propose deux simulations, le premier scénario consiste d'évaluer l'impact d'une augmentation des dépenses en éducation non marchande sur la dynamique d'emploi interrégional et le bien-être des ménages. Le choix du choc est basé sur l'évolution des dépenses d'éducation de 2014 jusqu'à 2020. Toutefois, toute augmentation des dépenses publiques impacte négativement sur le solde budgétaire et l'investissement public de l'État. La deuxième simulation, consiste d'augmenter 2% de l'impôt sur le revenu, vue de la part importante qui représente en termes des recettes fiscales. À ce niveau, les scénarios se présentent comme suivent :

- **Scénario 1 :** Augmentation de 3% des dépenses en éducation non marchande en 2024, suivie d'une croissance annuelle de 3% entre 2025 et 2030, c'est-à-dire que le budget alloué à l'éducation non marchande augmentera de 3% en 2024 par rapport à l'année précédente sur la période de six ans.
- **Scénario 2 :** Augmentation de l'IR de 2% au niveau des douze régions.

Présentation du scénario de base

À l'aide des données de l'enquête nationale de l'emploi 2022, (HCP, 2022), le taux d'emploi est concentré dans les régions centres du Maroc, notamment, Tanger-Tétouane Al-Hoceima vient dans le premier rang (45.2%), Marrakech-Safi (41.9%) et Casablanca-Settat (40.3), tandis que les régions Oriental, Souss Massa et les régions du Sud du Maroc viennent en dernier rang d'un taux d'emploi ne dépasse pas 35% (Tableau 9.1).

Par la suite, on présente l'évolution des dépenses d'éducation, durant la période 2014-2020, dans le tableau 9.2.

On constate, durant la période 2014-2020, le gouvernement augmente ces dépenses en éducation d'une manière proportionnelle. Depuis 2018, les dépenses d'investissement en éducation ont augmenté de 10,63% en 2018 par rapport en

1. Centre d'Etudes et de recherches démographiques

TABLE 9.1 : Taux d'emploi régional et indice de Gini interrégional au Maroc en 2019

Régions	Taux d'emploi	Rang
Tanger-Tétouan-Al Hoceima	45,2%	1
Oriental	34,7%	9
Fès-Meknès	36,5%	7
Rabat-Salé Kenitra	39,5%	4
Béni-Mellal Khénifra	37,8%	5
Casablanca-Settat	40,3%	3
Marrakech-Safi	41,9%	2
Darâa Tafilalet	37%	6
Souss-Massa	34%	10
Région du Sud du Maroc	35,5%	8

Source : ENE, 2022

TABLE 9.2 : Évolution des dépenses annuelles en infrastructures, éducation et santé au Maroc (2014-2020)

Année	Dépense d'éducation	Evolution annuelle
2014	48397	-
2015	46771	-3,36%
2016	47141	0,79%
2017	45711	-3,03%
2018	50568	10,63%
2019	53601	6,00%
2020	55639	3,80%

Source : DEPF, 2020

2017, après une baisse de 3 points de pourcentage entre 2019.

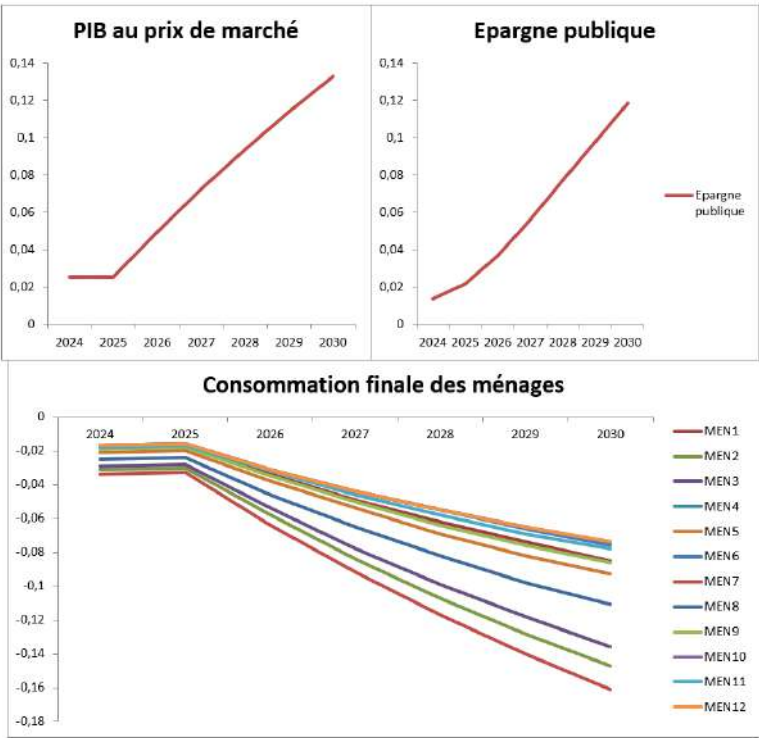
Discussion des résultats

Scénario 1 : Augmentation des dépenses en éducation de 3% : l'horizon 2024-2030

La politique de valorisation de capital humain, et leurs impacts sur le marché de travail au Maroc, notamment, pour le secteur éducatif non marchand, aura deux impacts directs, le premier effet, un impact légèrement positif sur l'emploi dans les régions moins favorisées que dans les régions centres du Maroc, tandis qu'une baisse du revenu et de la consommation des ménages. Tout d'abord, nous

analyserons les résultats de la première simulation liée à l’impact de cette politique sur l’activité économique, l’emploi, les revenus à l’horizon 2024-2030. Les résultats présentés ci-dessous.

FIGURE 9.1 – Résultats de la première simulation au niveau de l’activité économiques et des revenus



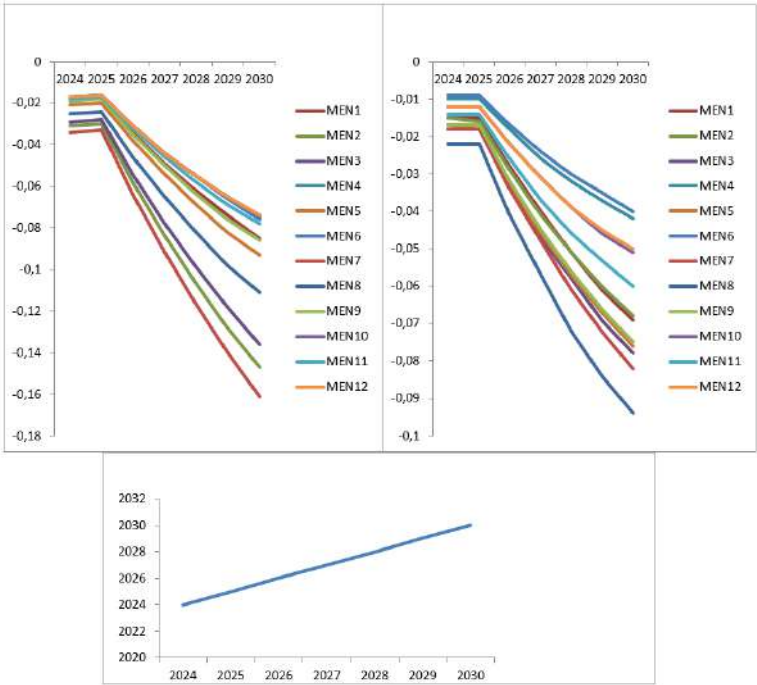
Source : Calcul des auteurs à partir de la Matrice de la comptabilité sociale 2019

TABLE 9.3 : Résultats du taux d’emploi par région

Taux de chômage	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	Rang
R1	-0,20	-0,20	-0,38	-0,55	-0,71	-0,85	-0,99	9
R2	-0,15	-0,15	-0,29	-0,41	-0,53	-0,64	-0,74	4
R3	-0,21	-0,21	-0,40	-0,58	-0,75	-0,90	-1,05	11
R4	-0,23	-0,22	-0,43	-0,63	-0,81	-0,99	-1,15	12
R5	-0,18	-0,18	-0,35	-0,51	-0,66	-0,80	-0,93	6
R6	-0,21	-0,20	-0,39	-0,57	-0,73	-0,88	-1,02	10
R7	-0,19	-0,19	-0,36	-0,53	-0,68	-0,81	-0,94	7
R8	-0,19	-0,19	-0,36	-0,52	-0,68	-0,82	-0,95	8
R9	-0,17	-0,17	-0,33	-0,48	-0,62	-0,75	-0,87	5
R10	-0,12	-0,12	-0,23	-0,33	-0,43	-0,51	-0,59	1
R11	-0,13	-0,13	-0,25	-0,36	-0,46	-0,55	-0,63	2
R12	-0,14	-0,14	-0,26	-0,38	-0,48	-0,58	-0,68	3

Source : Calcul des auteurs à partir de la Matrice de la comptabilité sociale 2019

FIGURE 9.2 – Résultats au niveau des revenus

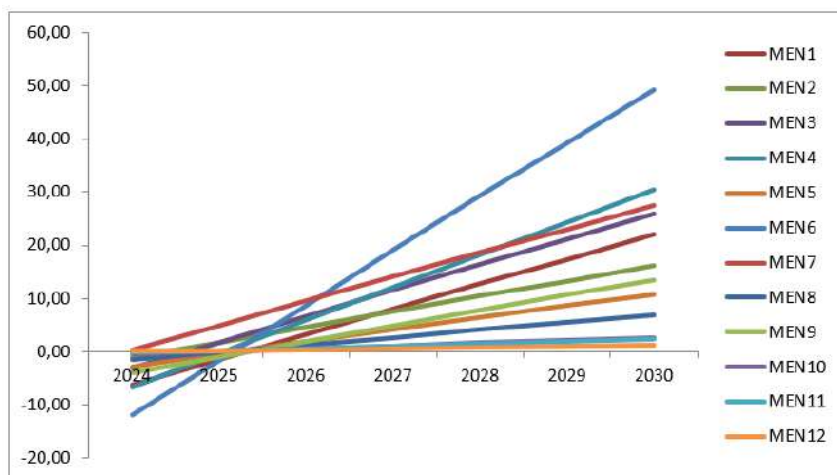


Source : Calcul des auteurs à partir de la Matrice de la comptabilité sociale 2019

TABLE 9.4 : Résultats du Taux de chômage par région

Taux de chômage	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	Rang
R1	-0,20	-0,20	-0,38	-0,55	-0,71	-0,85	-0,99	9
R2	-0,15	-0,15	-0,29	-0,41	-0,53	-0,64	-0,74	4
R3	-0,21	-0,21	-0,40	-0,58	-0,75	-0,90	-1,05	11
R4	-0,23	-0,22	-0,43	-0,63	-0,81	-0,99	-1,15	12
R5	-0,18	-0,18	-0,35	-0,51	-0,66	-0,80	-0,93	6
R6	-0,21	-0,20	-0,39	-0,57	-0,73	-0,88	-1,02	10
R7	-0,19	-0,19	-0,36	-0,53	-0,68	-0,81	-0,94	7
R8	-0,19	-0,19	-0,36	-0,52	-0,68	-0,82	-0,95	8
R9	-0,17	-0,17	-0,33	-0,48	-0,62	-0,75	-0,87	5
R10	-0,12	-0,12	-0,23	-0,33	-0,43	-0,51	-0,59	1
R11	-0,13	-0,13	-0,25	-0,36	-0,46	-0,55	-0,63	2
R12	-0,14	-0,14	-0,26	-0,38	-0,48	-0,58	-0,68	3

Source : Calcul des auteurs à partir de la Matrice de la comptabilité sociale 2019

FIGURE 9.3 – Résultats au niveau du bien-être des ménages par région

Source : Calcul des auteurs à partir de la Matrice de la comptabilité sociale 2019

Les résultats sont présentés (en variation %) par des agrégats macroéconomiques, niveau de revenu des ménages, ainsi que la création d'emploi, taux de chômage et le bien-être des ménages selon la dimension régionale durant la période 2024-2030. Les résultats montrent dans le premier scénario que le niveau de PIB réel au prix de marché garde une faible augmentation ne dépasse pas les 1% durant la période. La consommation des ménages a connu une baisse ne dépasse pas 1% dans les régions dans les régions Dakhla Oued-Eddahab, Guelmim Oued Noun et Rabat-Salé Kenitra, s'explique par une diminution du revenu disponible des ménages. Le revenu du travail se caractérise par une légère diminution au niveau du temps (2024-2030), notamment, dans la région Casablanca-Settat (-0.04%) et , Rabat-Salé Kenitra (-0.042 %) en 2030.

Au niveau d'emploi, les régions Guelmim Oued-Noun, Lâayoune Sakia Al-Hamra, Dakhla Oued Edaahab et l'Oriental se caractérisent par une forte création d'emploi de 12.98%, 13.06%, 12.48% et 12.63% en 2030, tandis que, les autres régions, notamment, Béni Mellal-Khénifra, Rabat-Salé Kenitra et Casablanca-Settat représentent les régions les moins créatrices d'emploi, s'explique par le phénomène de migration et leurs impacts sur le marché du travail régional, c'est-à-dire, que la migration interne peut impacter négativement sur la demande du travail. Ces résultats montrent une forte dynamique d'emploi dans les régions du sud du Maroc, et Darâa Tafilalet, contrairement, aux autres régions centres qui marquent une faible création d'emploi. Par conséquent, une baisse du taux du chômage dans les régions du sud de 0.59%(Guelmim Oued-Noun), 0.63% (Lâayoune Sakia-Al Hamra) et 0.68% (Dakhla Oued-Eddahab). En effet, sur la base du scénario de référence, les régions centres sont caractérisées par le phénomène du peuplement, et de la migration interrégionale. Ces derniers ont un effet inverse sur l'économie de

la région, qui se traduit par une forte augmentation de la demande par rapport à l'offre de travail, par conséquent impacte négativement sur le niveau de création d'emploi. Par la suite, le phénomène de migration interne est expliqué par le déficit de capital humain, des services publics en matière de l'éducation et de santé, ce qui impose une prolifération des flux migratoires internes. Dans cette perspective, l'augmentation de dépenses sociales a eu un impact positif sur ces régions (Drâa Tafilalet, et les régions du Sud du Maroc), dans le but de mobiliser les ressources locales dans la région, offrir une éducation et un service sanitaire saine, encourage les travailleurs de travailler dans leurs régions. A ce niveau, et pour maintenir ces inégalités régionales, le gouvernement investis plus dans le capital humain et en infrastructure afin de stimuler le niveau d'emploi et l'activité économique de ces régions-là pour une croissance équitable régionale au Maroc.

Au niveau du bien-être des ménages, l'impact des dépenses d'éducation sur le bien-être des ménages est évalué par la variation équivalente de Hicks au niveau des douze régions comme étant un changement de consommation des ménages, par rapport la situation de base. On résulte une amélioration de leurs bien-être au niveau des douze régions, notamment, dans les régions centres du Maroc et Marrakech-Safi. On peut conclure l'effet positif de toute augmentation des dépenses d'éducation et plus remarquable sur les ménages dans l'ensemble des régions. Par conséquent, les dépenses en éducation permettent d'aider les ménages de faire face à l'abondance scolaire, et augmenter le niveau de consommation et le niveau de vie auprès la catégorie vulnérable.

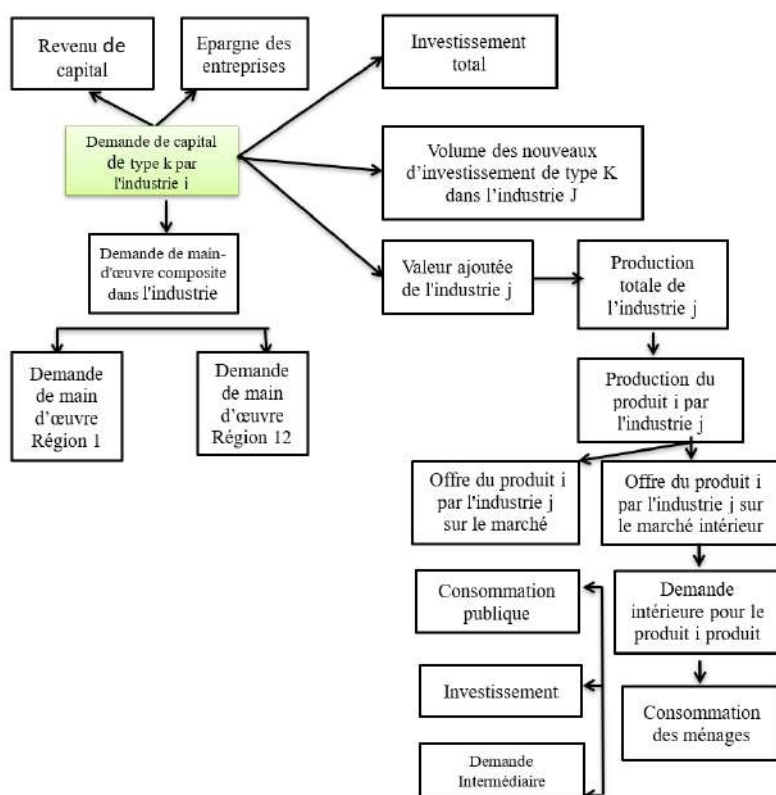
Sur la base du premier scénario, on présente dans la figure 9.4, on présente les canaux de transmissions du modèle.

Scénario 2 : Augmentation de l'IR de 2% au niveau des douze régions.

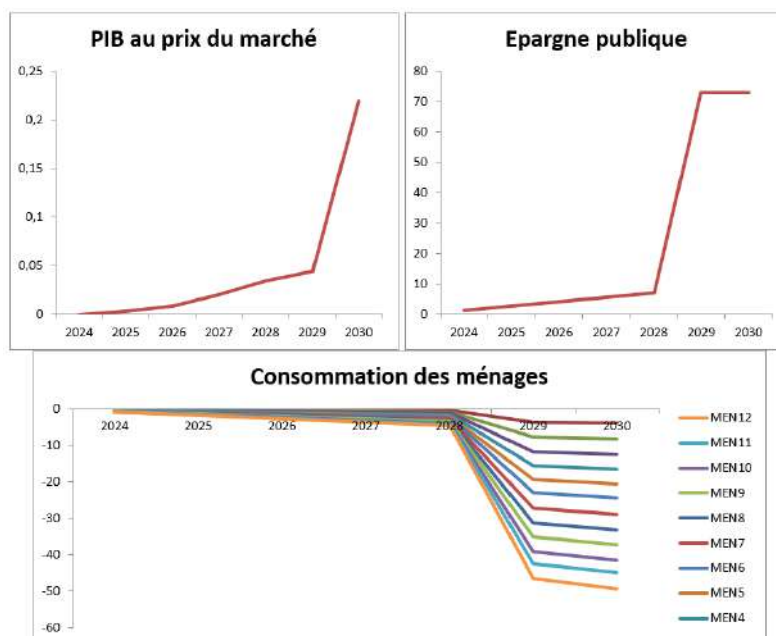
Le deuxième scénario fait l'objet d'un choc de 2% de l'impôt sur le revenu, comme étant une source de financement de l'État. En effet, cette augmentation de l'IR impactera négativement sur le revenu, le bien-être et la consommation des ménages, tandis qu'une légère amélioration d'emploi, et de la recette publique. L'ensemble de ces résultats sont présentés ci-dessous.

Les résultats obtenus montrent une légère augmentation croissance du produit intérieur brut (PIB) à prix courants de 0,219 % en 2030. Cette progression est attribuée à une augmentation significative de l'investissement global, passant de 0,1499 en 2024 à 7,3672 en 2030. Parallèlement, on observe une augmentation notable de l'épargne publique, alimentée par les recettes fiscales provenant de l'Impôt sur le Revenu (IR) s'étale à 6.02% en 2030. Au niveau du revenu du travail, on constate une tendance baissière dans l'ensemble des régions, s'expliquant par une destruction d'emploi, après une augmentation n'en dépasse pas 1% dans les régions centres.

FIGURE 9.4 – Canaux de transmission du premier scénario



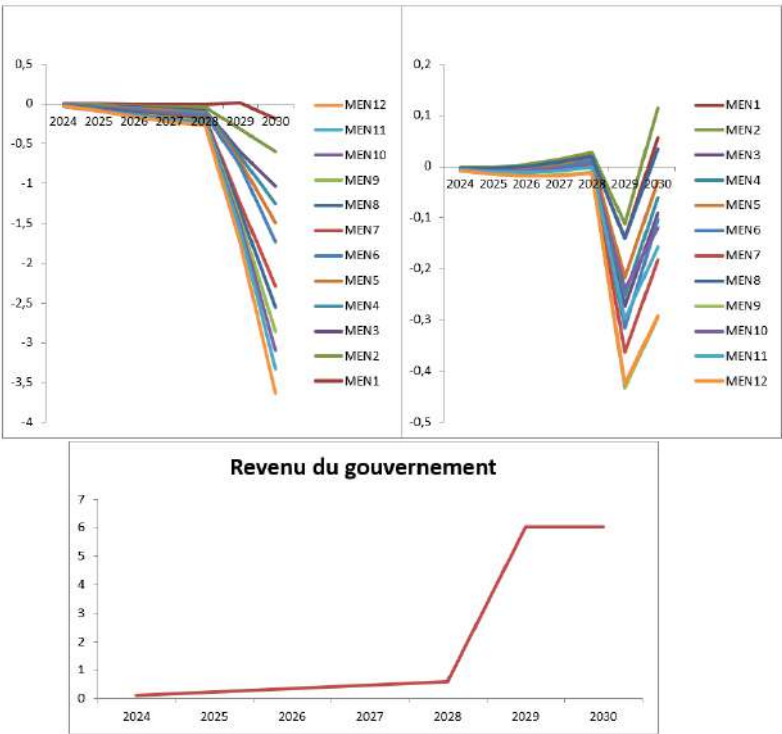
Source : Auteurs

FIGURE 9.5 – Résultat au niveau de l'activité économique

Source : Calcul des auteurs à partir de la Matrice de la comptabilité sociale 2019

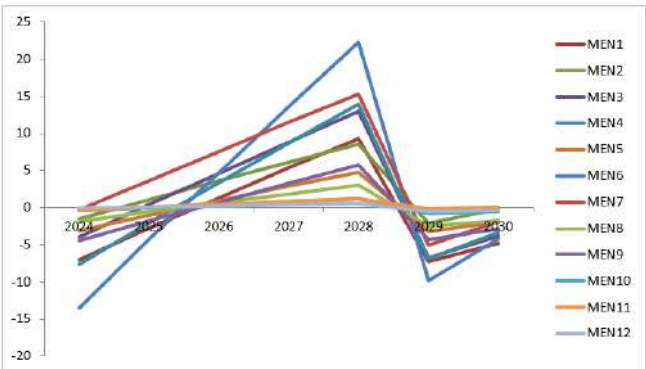
Au niveau d'emploi, la région Dakhla Oued-Eddahab se caractérisent par une création d'emploi de 2% en 2030, tandis que, le reste des régions du Maroc ont connu des destructions d'emploi, notamment la région Casablanca-Settat et Tanger-Tétouane AL-Hoceima et l'Oriental. D'une part, les différences marquées dans les taux de chômage régionaux ont une caractéristique commune. Ces disparités sont apparues dans le processus de transition et se sont avérées très persistantes au fil du temps, s'explique par la mobilité de la main-d'œuvre qui reste très limitée, dans les régions qui présentent un taux de chômage plus élevé, et une création d'emplois peine à progresser. En outre, la variation équivalente de l'utilité a été utilisée pour mesurer l'effet sur le bien-être des ménages suite d'une augmentation de 2% de l'impôt sur le revenu. Les résultats indiquent une valeur positive durant la période 2026-2028, notamment dans la région Casablanca Settat, Marrakech-Safi et Rabat-Salé Kenitra, après une détérioration du bien-être des ménages en 2030 suite aux changements des prix à la consommation.

FIGURE 9.6 – Résultats au niveau des revenus des agents économiques



Source : Calcul des auteurs à partir de la Matrice de la comptabilité sociale 2019

FIGURE 9.7 – Résultats au niveau du bien-être des ménages par région



Source : Calcul des auteurs à partir de la Matrice de la comptabilité sociale 2019

TABLE 9.5 : Résultats du taux d'emploi par région

Taux d'emploi régional	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	Rang
R1	-0,211	-0,442	-0,684	-0,935	-1,186	-10,59	-12,327	12
R2	-0,17	-0,357	-0,551	-0,756	-0,956	-8,507	-9,904	10
R3	-0,104	-0,21	-0,314	-0,426	-0,542	-5,134	-5,477	4
R4	-0,131	-0,268	-0,404	-0,538	-0,671	-6,424	-7,117	8
R5	-0,107	-0,226	-0,355	-0,505	-0,673	-5,609	-6,228	6
R6	-0,191	-0,405	-0,625	-0,847	-1,066	-9,64	-11,208	11
R7	-0,152	-0,323	-0,509	-0,72	-0,944	-7,62	-9,078	9
R8	-0,095	-0,193	-0,304	-0,417	-0,542	-4,889	-5,162	3
R9	-0,117	-0,239	-0,359	-0,479	-0,596	-5,708	-6,325	7
R10	-0,102	-0,186	-0,247	-0,278	-0,275	-4,94	-4,199	2
R11	-0,126	-0,247	-0,351	-0,423	-0,457	-6,021	-6,227	5
R12	-0,004	0,025	0,096	0,212	0,382	0,031	1,953	1

Source : Calcul des auteurs à partir de la Matrice de la comptabilité sociale 2019

TABLE 9.6 : Résultats du taux de chômage par région

Taux de chômage régional	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	Rang
LR1	-0,068	-0,161	-0,281	-0,431	-0,613	-3,618	-5,066	12
LR2	-0,059	-0,14	-0,25	-0,391	-0,565	-3,143	-4,538	10
LR3	-0,045	-0,111	-0,205	-0,33	-0,489	-2,501	-3,713	6
LR4	-0,049	-0,119	-0,214	-0,34	-0,497	-2,655	-3,893	7
LR5	-0,047	-0,116	-0,215	-0,35	-0,522	-2,618	-3,896	8
LR6	-0,064	-0,151	-0,267	-0,413	-0,591	-3,408	-4,838	11
LR7	-0,054	-0,132	-0,24	-0,383	-0,562	-2,936	-4,347	9
LR8	-0,044	-0,108	-0,201	-0,327	-0,489	-2,44	-3,637	3
LR9	-0,045	-0,111	-0,204	-0,325	-0,479	-2,487	-3,709	5
LR10	-0,035	-0,086	-0,155	-0,247	-0,362	-1,956	-2,84	2
LR11	-0,048	-0,114	-0,201	-0,311	-0,446	-2,56	-3,687	4
LR12	-0,016	-0,043	-0,084	-0,142	-0,219	-0,989	-1,571	1

Source : Calcul des auteurs à partir de la Matrice de la comptabilité sociale 2019

Conclusion

Dans cette étude, nous avons analysé l'impact d'une politique sociale et fiscale sur le marché du travail régional et le bien-être des ménages sur les douze régions du Maroc. Tout d'abord, on a évalué une augmentation de 3% des dépenses en éducation non marchande. Alors qu'au niveau de la politique fiscale, on n'a augmenté que 2% de l'impôt sur le revenu. L'importance de ces chocs nous a amenés à étudier plus en détail la dynamique d'emploi et du bien-être des ménages à l'horizon 2030. Les résultats obtenus indiquent une augmentation d'emploi dans les régions du sud du Maroc par rapport aux régions centres, aboutira à une création d'emploi à long terme et une amélioration du bien-être des ménages. A ce niveau, on peut conclure une forte dynamique d'emploi dans les régions du sud du Maroc, et Darâa Tafilalet, contrairement, aux régions Casablanca-Settat, Rabat-Salé, Kenitra, qui marque un faible niveau d'emploi. Contrairement, au scénario de référence, ces régions centres sont caractérisées par une concentration d'emploi ainsi que par des mouvements migratoires interrégionaux de la région périphérique aux régions centre. Ce qui implique une forte augmentation de la main d'œuvre par rapport à une offre de travail limité. En effet, la migration interne est expliquée par un déficit de capital humain, des services publics en matière de l'éducation et de santé, ce qui impose une prolifération des flux migratoires internes. Les résultats obtenus au niveau de l'augmentation des dépenses sociales aura un impact positif sur les régions Drâa Tafilalet, et les régions du sud du Maroc, dans le but de mobiliser ces ressources locales, offrir une éducation saine, et encourager la migration de retour. Dans cette optique, le gouvernement doit investir davantage dans le capital humain afin de stimuler le niveau d'emploi et l'activité économique pour une croissance régionale équitable au Maroc.

Bibliographie

- Agbonifi, D. (2023). Impact techniques of modelling next-gen infrastructure investment projects to redress regional disparities using multi-regional input-output model (No. 06/2023).
- Agénor, P. R., Izquierdo, A., & Jensen, H. T. (2007). *Adjustment Policies, Poverty, and Unemployment : The IMMPA Framework*. Oxford : Blackwell Publishing.
- Akhabbar, A., & Lallement, J. (2011). Applying general equilibrium theory : from Walras to Leontief.
- Athukorala, P., & Santosa, B. (1997). Gains from Indonesian export growth : do linkages matter? *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 33(2), 73–95.
- Ballas, D., Clarke, G., & Dewhurst, J. (2006). Modelling the socio-economic impacts of major job loss or gain at the local level : A spatial microsimulation framework. *Spatial Economic Analysis*, 1(1), 127–146.
- Bensaid, M., Ibourk, A., & Khellaf, A. (2011). Evaluation des emplois générés dans le cadre du Document de Stratégie de croissance et de réduction de la pauvreté au Gabon. *Document de travail de l'emploi n°80*, Bureau International du Travail, Genève, Suisse.
- Bhattacharya, T., Bhandari, B., & Bairagya, I. (2020). Where are the jobs? Estimating skill-based employment linkages across sectors for the Indian economy : An input-output analysis. *Structural Change and Economic Dynamics*, 53, 292–308.
- Breisinger, C., Thomas, M., & Thurlow, J. (2010). Social Accounting Matrices and multipliers Analysis. International Food Policy Research Institute.
- Dixon, P. B., & Rimmer, M. T. (2004). Disaggregation of Results from a Detailed General Equilibrium Model of the US to the State Level. *General Working Paper No. 145*, Centre of Policy Studies.
- Ellison, G., & Glaeser, E. L. (1999). The geographic concentration of industry : does natural advantage explain agglomeration? *American Economic Review*, 89(2), 311–316.
- Fujita, M., & Krugman, P. (1995). When is the economy monocentric? : von Thünen and Chamberlin unified. *Regional Science and Urban Economics*, 25(4), 505–528.
- Fujita, M., Krugman, P. R., & Venables, A. (2001). *The spatial economy : Cities, regions, and international trade*. MIT Press.
- Gagné, C., & Goffette-Nagot, F. (2008). Localisation rurale des activités industrielles. Que nous enseigne l'économie géographique? *Revue d'Etudes en Agriculture et Environnement-Review of Agricultural and Environmental Studies*, 87, 101–130.
- Guilhoto, J. J. M., & Sesso Filho, U. A. (2005). Estimação da Matriz Insumo-Produto a Partir de Dados Preliminares das Contas Nacionais. *Economia*

- Aplicada*, 9(2), 277–299.
- Haddad, E., Araújo, I. F., El Hattab, F., Anis, S., Mengoub, F. E., & Bourhriba, O. (2022). Analyse structurelle des scénarios économiques à court terme pour le Maroc : Une approche multisectorielle et multirégionale.
 - Haddad, E. A., Smaniego, J. M. G., Porsse, A. A., Ochoa, D., Ochoa, S., & Souza, L. G. A. (2011). Interregional Input-Output System for Ecuador : Methodology and Results. *TD NEREUS 03-2011*, University of Sao Paulo.
 - Haut-Commissariat du Plan (2019). *Comptes régionaux*. Royaume du Maroc, Rabat.
 - Haut-Commissariat du Plan (2019). *Note méthodologique de l'enquête d'emploi nationale*. Royaume du Maroc, Rabat.
 - Hewings, G. J. (1970). Regional planning : Problems in the application of inter-regional input-output analysis to state planning and program activities. *The Annals of Regional Science*, 4(1), 114–122.
 - Krugman, P. (1980). Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. *The American Economic Review*, 70(5), 950–959.
 - Lenzen, M., Moran, D., Kanemoto, K., & Geschke, A. (2013). Building Eora : A Global Multi-Regional Input-Output Database at High Country and Sector Resolution. *Economic Systems Research*, 25(1), 20–49.
 - Miller, R. E., & Blair, P. D. (2009). *Input-Output Analysis : Foundations and Extensions*. Cambridge University Press.
 - Peeters, D., & Perreur, J. (1996). L'approche weberienne de la localisation industrielle et ses extensions : un bilan. *L'Espace géographique*, 273–287.
 - Petitjean, M. (2000). Les effets de la globalisation sur les inégalités régionales : quelques apports fondamentaux de l'économie géographique. *Revue Tiers Monde*, 775–790.
 - Quesnay, B. (1960). Leontief et la théorie économique en URSS. *Cahiers du monde russe et soviétique*.
 - Šafr, K., & Vltavská, K. (2017). Illustration of Single-Regional and Inter-Regional Approach in Regional Input-Output Analysis. *Statistika : Statistics & Economy Journal*, 97(1).
 - Tounsi, S., Ezzahid, E. H., Alaoui, A. E., & Nihou, A. (2013). Key sectors in the Moroccan economy : An application of input-output analysis. *Economics*, 7(1).
 - Kim, E., & Hewings, G. J. D. (2003). An application of integrated transport network-multiregional CGE model II : Calibration of network effects of highway. *Discussion Paper REAL 03-T-24*, Regional Economic Applications Laboratory, University of Illinois at Urbana-Champaign.
 - Kim, E., & Hewings, G. J. D. (2004). An application of integrated transport network-multiregional CGE model I : A framework for economic analysis of highway project. *Economic Systems Research*, 16, 7–25.
 - Kim, E., & Kim, K. (2002). Impacts of regional development strategies on

growth and equity of Korea : A multiregional CGE model. *The Annals of Regional Science*, 36, 165–180.

10

Évaluation d'impact du programme actif d'emploi « Idmaj » sur la durée du chômage au Maroc : une analyse économétrique par les modèles de survie

Ayoub SAADI, Charaf-Eddine MOUSSIR

Résumé

Cette étude vise à analyser la période de chômage sur le marché du travail au Maroc en utilisant les méthodes de survie tels que l'estimateur de Kaplan-Meier et le modèle de Cox. Ces méthodes permettent d'estimer la probabilité de rester au chômage en fonction de caractéristiques spécifiques telles que l'âge, le niveau d'éducation, le genre, etc. Les données individuelles proviennent de l'enquête menée en 2010 par le ministère de l'Emploi et de la Formation professionnelle auprès des bénéficiaires du programme IDMAJ. Les résultats mettent en évidence l'influence de divers facteurs sur la durée du chômage et l'insertion professionnelle. Parmi ces facteurs figurent l'âge, le genre, l'état matrimonial, le niveau d'éducation et le fait d'avoir bénéficié ou non d'un programme actif d'emploi. Les conclusions de cette étude fournissent des informations qui peuvent servir à orienter les politiques publiques en matière d'insertion professionnelle.

Mots-clés : Durée du chômage - programme actif d'emploi - Kaplan-Meier - modèle de Cox

Impact of Public Policies on the Regional Labor Market and Well-Being in Morocco

Abstract

The aim of this study is to analyze the period of unemployment in the Moroccan labor market, using survival methods such as the Kaplan-Meier estimator and the Cox model. These methods make it possible to estimate the probability of remaining unemployed as a function of specific characteristics such as age, level of education, gender, etc. The individual data come from the survey of IDMAJ beneficiaries conducted in 2010 by the Ministry of Employment and Vocational Training. The results highlight the influence of various factors on unemployment duration and professional integration. These include age, gender, marital status, level of education and whether or not they had benefited from an active employment program. The findings of this study provide information that can be used to guide public policies in the field of professional integration.

Keywords : Unemployment duration - active employment program - Kaplan-Meier - Cox model

Introduction

La question de l'emploi des jeunes constitue un enjeu majeur en matière de politiques publiques, tant dans les pays développés que dans les pays en développement (Card et al. 2010; O'Higgins, 2017; Card, 2019; Banerjee et Duflo, 2019; Patnaik et al. 2022). Ceci s'explique par les circonstances actuelles caractérisées par la rareté des opportunités d'emploi, l'instabilité des emplois existants et la montée en flèche des taux de chômage, en particulier chez les jeunes, les femmes et les personnes ayant un niveau d'éducation élevé (Crépon & Van Den Berg, 2016; Poplavskaya et al. 2023). En conséquence, les politiques de l'emploi ont fait l'objet d'une attention croissante en tant que solutions potentielles pour relever ces défis. Ces politiques englobent une série d'interventions publiques visant à améliorer le fonctionnement du marché du travail et à atténuer les déséquilibres qui peuvent s'y produire (Das & Kotikula, 2019).

La situation actuelle de l'emploi des jeunes a eu de nombreuses implications socio-économiques qui ne peuvent être négligées. L'absence de perspectives d'emploi viables pour les jeunes peut entraver leur entrée sur le marché du travail, les privant de la possibilité d'acquérir une indépendance financière, de développer des compétences cruciales et de contribuer à la croissance économique. En outre, l'impact disproportionné sur les femmes et les personnes plus qualifiées souligne la nécessité de politiques ciblées pour remédier à ces disparités (OIT, 2018).

En effet, un taux de chômage élevé combiné à une longue durée de chômage peut avoir des conséquences graves à la fois sur le plan économique, social et individuel. Au niveau macroéconomique, le chômage entraîne une hausse des coûts sociaux que l'économie doit couvrir à travers les allocations de chômage (Dănăciă et Paliu-Popa, 2017). Ce problème s'aggrave lorsque les taux de sortie baissent et que la durée du chômage actuel s'allonge (Carroll, 2006). Au niveau individuel, le chômage, surtout de longue durée, peut non seulement affecter les moyens de subsistance d'une personne, mais également leur enlever une source significative d'activité dans la vie (Tansel et Taşçi, 2010).

Face à ces constats, les programmes actifs d'emploi sont devenus un outil essentiel pour les décideurs politiques, les chercheurs et les différentes parties prenantes (Harasty et al. 2012; Fox et Kaul, 2018; Banerjee et al. 2021; Saadi et Liouaeddine, 2022). Ces programmes visent à relever les multiples défis auxquels est confronté le marché du travail, notamment la nécessité de créer des emplois, de promouvoir le travail décent et de réduire les inégalités (Grimshaw et al. 2017). En mettant en œuvre des politiques de l'emploi efficaces, les gouvernements peuvent jouer un rôle essentiel dans la stimulation de la croissance économique, la réduction des taux de chômage et la promotion de l'inclusion sociale (Botwinick, 2017).

Toutefois, si un grand nombre de recherches a mis l'accent sur l'évaluation d'impact des programmes actifs d'emploi, peu de travaux se sont intéressés à

l'analyse des facteurs qui influencent la durée du chômage et les taux de sortie¹ d'une situation de chômage en utilisant les techniques d'analyse de survie (Mussida, 2007).

C'est dans ce sens que la présente recherche propose d'analyser les facteurs qui influencent la durée du chômage en déployant les modèles économétriques de survie de Kaplan-Meier (1958) et de Cox (1972) se basant sur les données de l'enquête du programme actif d'emploi "IDMAJ" au Maroc. L'objectif principal de ce chapitre est d'analyser les variables susceptibles d'avoir un impact, positif ou négatif, sur la période de chômage. Autrement dit, il s'agit d'identifier les facteurs qui favorisent la transition en dehors du chômage en facilitant la recherche et l'obtention d'un emploi.

I Revue théorique et empirique

La durée du chômage est considérée comme une variable essentielle pour estimer les conditions du marché du travail. En effet, un marché du travail sain se caractérise par un taux d'emploi élevé et un faible taux de chômage, ce dernier ayant une faible incidence sur le chômage de longue durée (South West Observatory (2008) ; Ciucă & Matei (2010)). Un marché du travail peu stable est caractérisé par un faible nombre de chômeurs de longue durée plutôt que par un grand nombre de chômeurs de courte durée (Bajram, 2013).

Il existe de multiples théories en sociologie et en économie qui tentent d'expliquer la durée du chômage. Le modèle néoclassique considère le chômage comme un phénomène volontaire et en lien avec les dysfonctionnements affectant le fonctionnement du marché du travail. La théorie du signal souligne qu'un chômage prolongé diminue la motivation d'un individu à trouver un emploi, car il est considéré comme un signal négatif par les employeurs potentiels (Vishwanath, 1989 ; Luijckx & Wolbers, 2009). Selon la théorie du capital humain, les travailleurs ayant un niveau d'éducation plus élevé sont plus susceptibles de trouver un emploi plus rapidement que ceux qui ont un niveau d'éducation moins élevé, car une éducation plus longue leur donne accès à un plus large éventail d'options professionnelles (Devine & Kiefer, 1991).

Le modèle de la "concurrence pour l'emploi", élaboré par Thurow en 1975, propose que les ajustements sur le marché du travail se réalisent principalement par les quantités, avec les entreprises s'efforçant de recruter les individus aux coûts de formation les plus bas, en utilisant le diplôme comme un indicateur de leur capacité à être formés. Cette approche crée une situation de file d'attente sur le marché du travail, allongeant ainsi la période de recherche du premier emploi.

En opposition à ces perspectives, les théoriciens de la segmentation du marché du travail (Doeringer et Piore, 2020) ont démontré que les individus ne sont pas répartis de manière aléatoire entre les marchés internes (primaire) et externes

1. C'est-à-dire les taux de sortie du chômage dus à l'obtention d'un emploi ou à la fin de la période de chômage.

(secondaire). Ils ont relevé, en examinant la mobilité des travailleurs sur le marché interne, que les transitions d'un emploi à un autre sont très limitées en raison du manque d'expérience des primo-demandeurs (Launov, 2004). En revanche, sur le marché externe, les transitions sont plus fréquentes. Par conséquent, le taux de chômage sur le marché externe se révèle supérieur à celui observé sur le marché interne.

La théorie de la recherche d'emploi élaborée par Stigler (1962) postule que la stratégie optimale pour trouver un emploi dépend de divers facteurs, tels que la durée de la recherche, les méthodes de recherche employées, le moment où une offre d'emploi est reçue, ainsi que la stabilité des salaires proposés. Selon cette théorie, un individu acceptera une offre salariale si les avantages projetés de cet emploi tout au long de sa vie sont jugés supérieurs à ceux qu'il pourrait obtenir en continuant à chercher une offre plus avantageuse. De plus, cette théorie met en évidence l'influence de la fréquence et de l'intensité de la recherche d'emploi sur la probabilité de recevoir des offres et facilite la transition de l'école vers le marché du travail.

Dans le même sillage, certains auteurs ont développé des modèles de recherche d'emploi ciblée, dans lesquels les travailleurs effectuent des choix sélectifs quant aux entreprises pour lesquelles ils postulent (Montgomery, 1991), ou bien postulent simultanément pour plusieurs entreprises (Albrecht et al., 2009). Ces approches permettent de mieux comprendre les mécanismes qui sous-tendent le processus de recherche d'emploi et les stratégies adoptées par les individus dans leur quête d'un emploi satisfaisant.

Empiriquement, l'étude de Brodaty, Crépon et Fougère (2001) examine les liens entre la durée du chômage avant l'entrée dans un programme d'aide à l'emploi et l'effet de ce programme sur l'employabilité des bénéficiaires en France. Les auteurs démontrent différents effets sur l'employabilité des chômeurs à court et à long terme. Pour cela, ils ont élaboré une méthode d'évaluation globale qui tient compte de la diversité des programmes et des dates d'entrée dans ces programmes. Ils utilisent également un modèle de durée du chômage à risques concurrents pour obtenir les scores de propension, qui sont ensuite utilisés pour estimer l'effet des programmes. Les résultats montrent que les programmes d'aide à l'emploi ont été généralement moins efficaces pour les jeunes chômeurs. Cependant, certains programmes, comme les stages de formation et les emplois aidés, ont été plus bénéfiques pour les jeunes chômeurs de longue durée.

D'autres recherches ont été entreprises pour établir une distinction entre l'enseignement professionnel et l'enseignement général. Newhouse et Suryadarma (2011) ont procédé à une analyse et ont constaté que les hommes diplômés de l'enseignement professionnel public présentent des probabilités plus élevées d'accéder à un emploi formel par rapport aux diplômés de l'enseignement général, sans pour autant courir un risque de chômage accru. Ces résultats concordent avec ceux obtenus par Tansel et Tasçi (2010), qui ont observé que le taux de transition

du chômage vers l'emploi était plus élevé pour les diplômés de l'enseignement professionnel que pour leurs homologues issus de l'enseignement général. Par ailleurs, Genda et Kurosawa (2001) ont adopté une approche basée sur des modèles de risques proportionnels de Cox pour analyser des données japonaises, révélant que les jeunes sortant des programmes professionnels spécialisés accèdent significativement plus rapidement à un emploi à temps plein. Par ailleurs, plusieurs travaux ont démontré les disparités basées sur le genre sur le marché du travail. En effet, les femmes sont généralement désavantagées lors de la transition entre l'éducation et le marché du travail, se traduisant par des transitions généralement plus prolongées (Tansel et Tasçi, 2010; Boutin, 2014; Lassibille et al., 2001).

Des recherches menées par Manacorda et al. (2017) ont révélé que les femmes ont besoin de deux fois plus de temps (24,6 mois contre 11,7 mois) que les hommes pour effectuer cette transition vers l'emploi. Cependant, au Burkina Faso, Calvès et al. (2013) ont observé un effet négatif mais non significatif. Ces disparités dans les transitions vers le premier emploi entre les sexes trouvent leur explication dans des contraintes personnelles, institutionnelles et communautaires auxquelles les femmes sont confrontées (Caceres-Delprano, 2012). En outre, un impact négatif sur la durée des transitions chez les femmes peut être associé à un bassin d'emploi plus restreint, résultant probablement de normes sociales, de la discrimination de la part des employeurs, des préférences des femmes, entre autres facteurs (Tasçi, 2008).

Plusieurs auteurs attestent que l'effet de l'état matrimonial apparaît plus quand il est en relation avec le genre de l'individu. Dans ce sens, Grogan and van den Berg (1999), Foley (1997), Ollikainen (2003) concordent sur le fait que les femmes mariées ont une durée de chômage plus longue par rapport aux hommes mariés. En utilisant des données sur le marché de travail en Russie entre 1994-1996, Grogan and van den Berg (1999) concluent que les personnes mariées ont généralement des durées de chômage plus faibles que celles des célibataires.

En dépit des différents facteurs affectant la durée du chômage, les programmes actifs d'emploi, notamment ceux destinés aux jeunes, peuvent exercer une influence tant directe qu'indirecte sur le calendrier et la nature des transitions éducation-emploi (McKenzie, 2017; Furlong et al., 2012). En effet, Tansel et Tasçi (2010) ont constaté que les opportunités de décrocher un premier emploi diminuent avec l'âge après l'achèvement des études.

Toutefois, si les études de l'analyse des facteurs affectant la durée de chômage concernent aussi bien les pays développés que ceux en développement, à notre connaissance aucun travail de recherche ne s'est focalisé sur l'analyse des déterminants de la durée du chômage pour le cas du Maroc notamment dans le cadre du programme actif d'emploi « Idmaj » objet de la présente recherche.

II Méthodologie empirique appliquée aux données de l'enquête auprès des bénéficiaires du programme "IDMAJ"

Les données utilisées dans cette étude proviennent de « l'enquête auprès des bénéficiaires du programme "IDMAJ" réalisée en 2010 par le ministère de l'Emploi et de la Formation professionnelle au Maroc. Cette enquête est la première de ce genre au Maroc compte tenu de son approche qui vise à évaluer l'impact de ce programme sur les bénéficiaires en les comparant à une population témoin de chômeurs éligibles non bénéficiaires.

L'enquête a été menée simultanément auprès d'un échantillon de 2 506 bénéficiaires et d'un groupe témoin de 504 personnes. Sur le plan descriptif (graphique 1), les bénéficiaires du programme IDMAJ se caractérisent par une répartition relativement équilibrée entre hommes (55,5 %) et femmes (45,5 %). En ce qui concerne la répartition géographique, près des deux tiers des bénéficiaires résident dans les régions du Grand Casablanca (47 %) et de Rabat Salé Zaer Zemmour (22 %). Les régions les moins représentées sont le Sud, avec moins de 1 % des bénéficiaires, Tadla Azilal (1,4 %), l'Oriental (1,6 %) et Gharb Chrarda Béni Hssen (1,7 %). De plus, l'enquête porte principalement sur des chercheurs d'emploi âgés de moins de 29 ans, les moins de 25 ans et les 25 à 29 ans représentant respectivement 42 % et 42,8 % du total.

Concernant la situation des bénéficiaires avant leur première inscription à une agence d'intermédiation notamment « ANAPEC » (graphique2), la répartition se présente comme suit : près de la moitié des bénéficiaires étaient à la recherche d'un emploi, 14,3 % occupaient un emploi, 14 % poursuivaient des études, 7,6 % étaient en stage et 5,2 % avaient un statut d'inactifs.

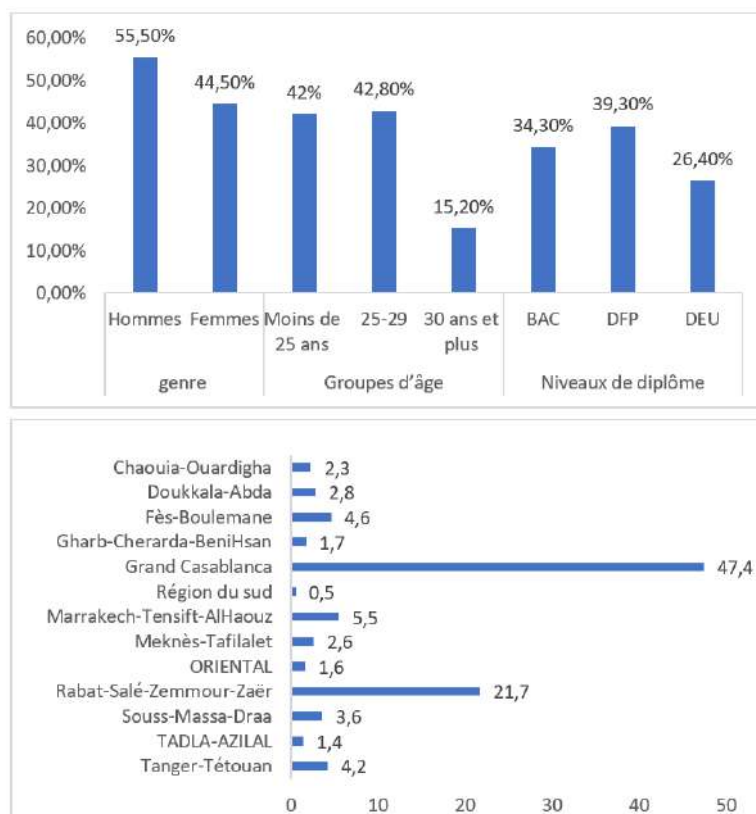
En ce qui concerne les moyens utilisés pour la recherche d'un emploi avant l'inscription à l'ANAPEC², deux moyens principaux ont été mentionnés, et ce, de manière équivalente tant par les hommes que par les femmes : les contacts directs avec les employeurs (environ 63 %), les relations familiales (environ 20 %) et les annonces publiées dans divers journaux ou revues (11 %).

Pour l'analyse des variables affectant la durée du chômage des bénéficiaires du programme Idmaj au Maroc, plusieurs variables ont été déployées en l'occurrence : la durée du chômage, le genre, l'âge, l'état matrimonial, le diplôme, la perception du diplôme, la région, ayant bénéficié ou non du programme Idmaj, avoir fait recours ou non à une agence d'intermédiation. Ces variables sont explicitées comme suit :

- La durée du chômage : exprimée en nombre de mois de chômage, elle est calculée comme étant la différence entre la date de sortie et la date d'entrée au chômage. La valeur minimale de la durée est égale à 0 mois et la valeur maximale de la durée est égale à 50 mois ;
- Le genre : est défini par les deux catégories suivantes : 1 - Homme et 0 - Femme ;

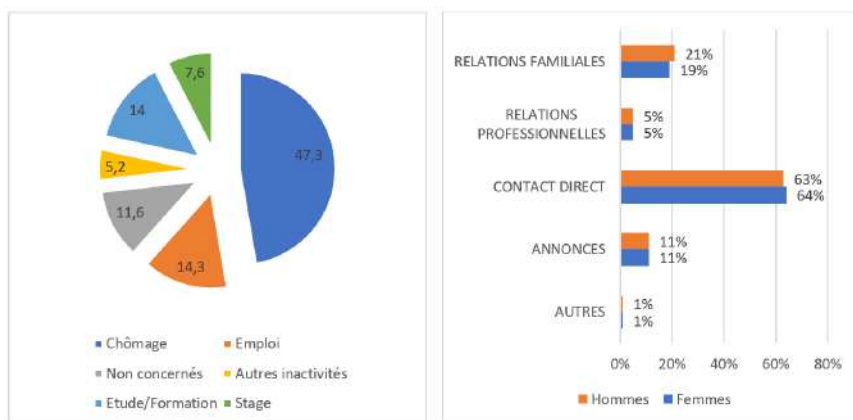
2. Agence Nationale de Promotion de l'Emploi et des Compétences.

FIGURE 10.1 – Caractéristiques sociodémographiques des bénéficiaires du programme IDMAJ



Source :Élaborée par les auteurs sur la base des données de l'enquête IDMAJ

- L'âge : est regroupé en quatre catégories : 0 - les chômeurs âgés entre 15 et 24 ans ; 1 - les chômeurs âgés entre 25 et 34 ans ; 2 - les chômeurs âgés entre 35 et 44 ans ; 3 – les chômeurs âgés de 45 ans ou plus.
- IDMAJ : est défini par les deux catégories suivantes : 1 - les bénéficiaires du programme IDMAJ et 0 – les non bénéficiaires du programme IDMAJ ;
- État matrimonial : est défini par les deux catégories suivantes : 1 – Marié et 0 – Célibataire.
- ANAPEC : est l'effet de l'Anapec sur la trajectoire provisionnelle des individus est une variable dichotomique : 1 - Positif et 0 – Sinon.
- Diplôme : est défini par trois catégories : Prend 1 si l'individu a un diplôme bac, 2 s'il a un DES et 3 s'il a un DFP ;
- Perception du diplôme : est défini par deux catégories : 1 - si l'individu est bien préparé pour accéder à un emploi, 0 sinon
- Région : la région de chaque individu.

FIGURE 10.2 – Caractéristiques sociodémographiques des bénéficiaires du programme IDMAJ

Source :Élaborée par les auteurs sur la base des données de l'enquête IDMAJ

L'analyse des durées de chômage repose sur des méthodes statistiques avancées qui ont été empruntées à la recherche biomédicale (Khoo et al., 2022). Ces méthodes sont appelées modèles de survie ou de durée. Ces modèles permettent d'étudier les processus de recherche d'emploi de manière dynamique en se concentrant sur la probabilité de sortir du chômage pour retrouver un emploi plutôt que sur la probabilité d'être chômeur ou non. Les économistes qui ont été les premiers à utiliser ces modèles pour les phénomènes économiques sont Lancaster (1979) et Nickell (1979).

L'impact de la durée sur la probabilité de sortie du chômage est mesuré par trois modèles ayant des caractéristiques distinctes : les modèles paramétriques, les modèles semi-paramétriques et les modèles non paramétriques. Ces modèles ont des caractéristiques distinctes. Ainsi, le modèle non paramétrique ne possède pas de loi de probabilité et n'inclut aucune variable indépendante, tandis que les modèles semi-paramétriques et paramétriques tiennent compte des caractéristiques individuelles sur la durée de chômage.

Dans le cadre de cette étude, le processus de recherche d'emploi des chômeurs sera estimé à partir d'un modèle non paramétrique et semi-paramétrique.

Modélisation non paramétrique de la fonction de survie par le modèle de "Kaplan-Meier, 1958"

L'estimateur de "Kaplan-Meier, 1958" permet d'étudier les données à travers les fonctions de risques et les fonctions de survie pour l'échantillon qui ont un rôle descriptif du fait qu'ils permettent d'avoir une représentation de la distribution des durées.

L'estimateur de Kaplan-Meier de la fonction de survie permet une analyse préliminaire des données de durée et l'exploration de l'association univariée entre

les catégories de facteurs et la durée du chômage (Nonyana, 2015).

Selon Goel et al. (2010), les estimateurs de Kaplan Meier sont les meilleures méthodes pour évaluer la fonction de survie en présence d'objets censurés. Les individus censurés pendant une période donnée sont considérés comme ayant survécu, mais sont encore considérés comme à risque pour la période suivante (Kaplan & Meier, 1958). La méthode de Kaplan Meier ordonne les observations en fonction de leur durée, de la plus courte à la plus longue, ce qui permet d'estimer les fonctions de survie sans faire d'hypothèse sur la forme de la fonction.

Supposons que T soit le délai d'accès à l'emploi avec une fonction de densité de probabilité $F(t)$ et une fonction de distribution cumulative.

$$F(t) = \Pr(T \leq t) \quad (10.1)$$

La fonction de survie est la fonction de distribution cumulative inverse donnée par :

$$S(t) = \mathbb{P}(T \geq t) = 1 - F(t) \quad (10.2)$$

Considérons $S(t)$ temps de chômage ordonnés par ordre croissant comme suit :

$$t(1) < t(2) < \dots < t(r) \quad (10.3)$$

L'estimation de Kaplan Meier de la fonction de survie au temps t avec $t(1) \leq t < t(k+1)$ est donné par le produit suivant des probabilités de survie conditionnelles :

$$\hat{S}(t) = \prod_{j=1}^k \left(1 - \frac{d_j}{n_j}\right) = \prod_{j=1}^k \left(\frac{n_j - d_j}{n_j}\right) \quad \text{pour } k = 1, 2, \dots, r \quad (10.4)$$

pour $\hat{S}(t) = 1$ $t < t_1$ (en particulier à l'origine du temps $t = 0$)

Où :

n_j : nombre de chômeurs (individus à risque) au moment t_j

d_j : nombre de personnes ayant un emploi (nombre d'événements) au moment t_j .

L'estimateur de Kaplan Meier de la fonction de survie permet une analyse préliminaire des données de survie et, dans ce contexte, d'explorer la relation univariée entre les niveaux des covariables et la durée du chômage.

Toutefois, la méthode non paramétrique de Kaplan-Meier ne prend pas en compte l'hétérogénéité observée (caractéristiques individuelles et historique antérieur sur le marché du travail), ni l'hétérogénéité non observable (compétences, motivation, etc.), ce qui entraîne une absence de contrôle des erreurs statistiques. Cette limitation constitue la principale lacune de la méthode utilisée. Afin de pallier cette lacune, nous complétons l'analyse par des estimations semi-paramétriques à l'aide du modèle de Cox (1972).

Modélisation semi paramétrique du modèle de survie par le modèle de Cox (1972)

La régression de Cox, également connu sous le nom de modèle semi-paramétrique à risques proportionnels, est utilisée pour évaluer l'influence d'une caractéristique des sujets sur la survie et de déterminer si cette caractéristique augmente ou diminue la survie (Yamaguchi, 1992). Il est important de prendre en compte tous les facteurs qui affectent la survie pour pouvoir prédire avec précision la survie. La régression proportionnelle à l'aléa de Cox est une méthode permettant de calculer un indicateur de survie prédictif en utilisant les variables qui affectent la survie. Le modèle de risque proportionnel de Cox est une méthode semi-paramétrique qui permet de déterminer l'effet des différentes variables sur le risque. En supposant que nous ayons "n" unités individuelles sous observation, alors le modèle a la forme :

$$\lambda_i(t) = e^{x_i' \beta} \cdot \lambda_0(t) = c_i \cdot \lambda_0(t), \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (10.5)$$

Où

$x_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik})'$ est le vecteur des variables facteur,

$\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)'$ est le vecteur des coefficients de régression,

$\lambda_i(t)$ est le risque calculé pour chaque individu i

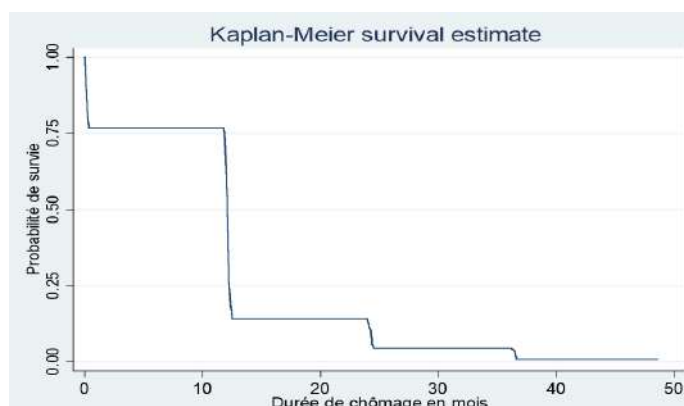
$\lambda_0(t)$ est le risque de base. La fonction de risque de base est un concept clé en analyse de risque qui permet de mesurer la probabilité d'un événement indésirable en fonction de différentes variables explicatives. Dans le cadre de notre étude, il s'agit de la probabilité d'emploi lorsque toutes les variables sont égales à 0. L'hypothèse de risque proportionnel est une autre notion importante qui postule que les paramètres d'effet multiplient le risque de manière proportionnelle. Le rapport de la fonction de risque, appelé rapport de risque, permet de comparer les risques entre différents individus.

III Résultats et discussion

L'estimation non paramétrique des probabilités de survie liées à l'événement temporel « trouver un emploi » à l'aide de la méthode Kaplan-Meier (1958) montre que la probabilité de demeurer sans emploi au moins jusqu'à la période t pour les individus de l'échantillon décroît fortement lors des 12 premiers mois d'observation. Aussi, après une durée de 25 mois, la diminution de la proportion d'individus sans emploi devient plus faible (graphique 3). Cela suggère qu'au fil du temps, il y a de moins en moins de personnes qui restent sans emploi et que la probabilité de retrouver un emploi augmente.

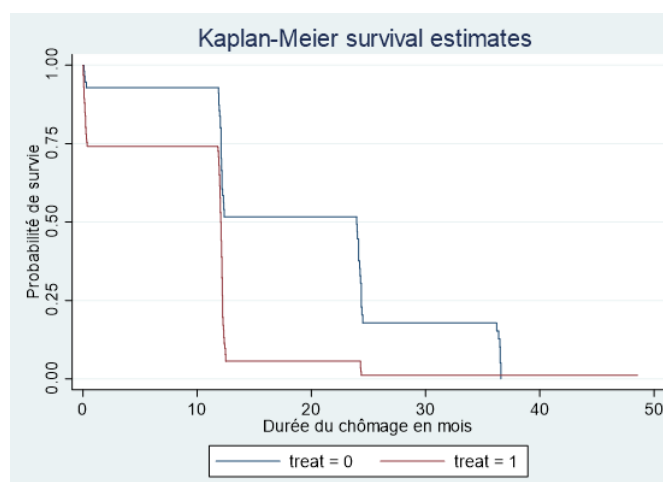
Les résultats montrent une différence significative entre les probabilités de rester au chômage pour les personnes qui ont bénéficié du programme actif d'emploi « Idmaj » et celles qui n'en ont pas bénéficié. En comparant les deux groupes, il s'avère que les personnes qui ont bénéficié du programme « idmaj » ont une probabilité moins élevée de rester au chômage que les personnes du groupe témoin (Graphique 10.4).

FIGURE 10.3 – Estimation de la fonction de survie à l'aide du modèle de Kaplan-Meier



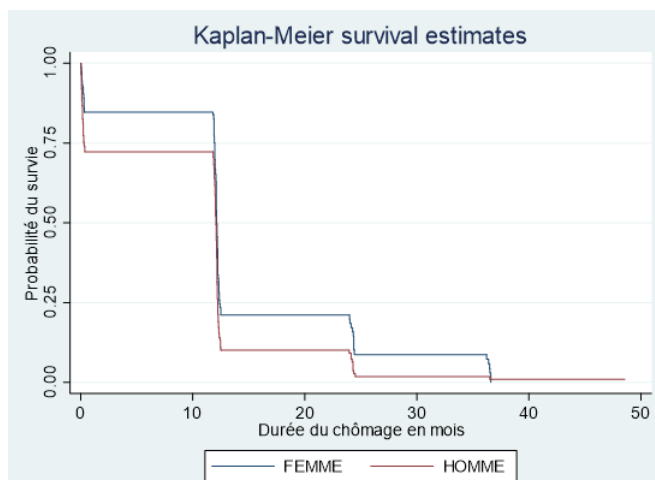
Source : Auteurs

FIGURE 10.4 – Estimations de la fonction de survie selon le traitement



Source : Auteurs

L'analyse des probabilités de sortie du chômage entre les hommes et les femmes (Graphique 10.5) montre que les fonctions de survie des hommes sont inférieures à celles des femmes, ce qui signifie que les taux de sortie du chômage sont plus élevés chez les hommes que chez les femmes. Cela peut suggérer que les hommes ont une meilleure chance de retrouver un emploi que les femmes, ce qui peut se justifier par la reproduction sociale du schéma classique du partage sexué du travail entre hommes et femmes au Maroc (HCP, 2012).

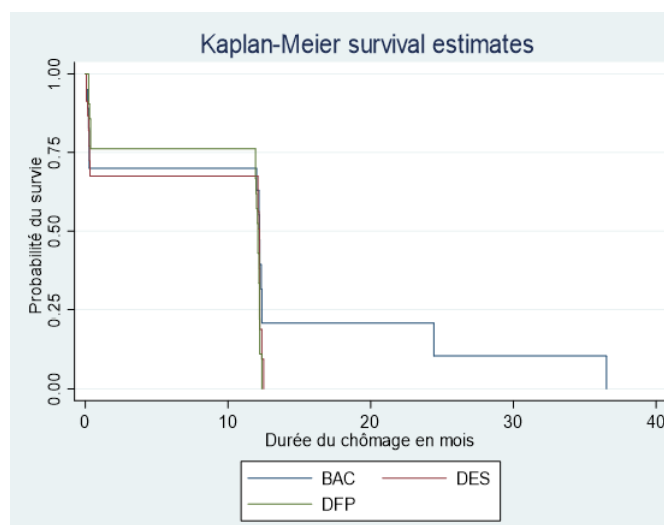
FIGURE 10.5 – Estimations de la fonction de survie selon le genre

Source : Auteurs

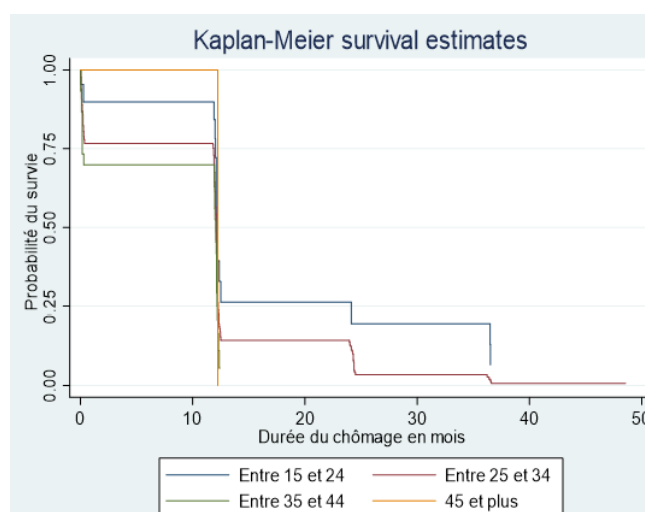
En ce qui concerne le niveau d'éducation, l'analyse des estimateurs de Kaplan Meier pour évaluer l'effet du niveau d'éducation sur la probabilité de quitter le chômage après une période donnée montrent que le niveau d'éducation a un impact significatif sur les chances de retrouver un emploi (Graphique 10.6). En comparant les différents niveaux d'éducation, il s'avère les personnes ayant un diplôme de formation professionnelle et un diplôme universitaire ont une probabilité plus élevée de quitter le chômage après 12 mois par rapport aux personnes ne disposant pas de ces diplômes. Cela suggère que l'éducation est un facteur important qui peut influencer les chances de trouver un emploi.

Pour les tranches d'âge, les résultats obtenus montrent que les taux de sortie du chômage sont similaires pour les individus âgés entre 35 et 44 ans et 45 ans et plus. Cependant, les fonctions de survie (mesurant la probabilité de sortir du chômage) pour les jeunes adultes (âgés de 25 à 34 ans) diminuent davantage que celles des personnes plus jeunes (âgées de 15 à 24 ans) (Graphique 10.7). Cela signifie que les jeunes adultes ont une probabilité moins élevée de sortir du chômage que les personnes plus jeunes. Ceci peut s'expliquer par le fait qu'une jeune personne peut intégrer le marché du travail même avec un salaire moins élevé ce qui n'est pas toujours le cas pour une personne plus âgée qui a accumulé précédemment de l'expérience ou qui a probablement des charges familiales ce qui la rend sélective quant à l'emploi.

Les résultats obtenus à partir des estimations de Kaplan-Meier des fonctions de survie sont appuyés par les tests statistiques de comparaison de groupes log-Rank et Wilcoxon. Ces tests permettent de conclure à la réfutation de l'hypothèse d'homogénéité dans le traitement des sous-populations, démontrant ainsi que toutes les variables considérées individuellement ont un effet significatif sur la

FIGURE 10.6 – Estimations de la fonction de survie selon le diplôme

Source : Auteurs

FIGURE 10.7 – Estimations de la fonction de survie selon l'âge

Source : Auteurs

durée du chômage. En d'autres termes, les courbes de survie diffèrent de manière significative selon les différentes strates.

L'estimation semi-paramétrique de la durée de chômage par le modèle de Cox (1972) en temps continu, permet d'étudier le risque d'accès à l'emploi en

fonction de différents facteurs tels que le sexe, l'âge, le niveau de formation, etc. Dans le cadre du modèle semi-paramétrique de Cox, les valeurs estimées des taux de hasard reflètent l'effet des variables sur le risque d'accès à l'emploi. Les résultats économétriques issus de l'estimation des durées d'accès à l'emploi mettent en évidence les effets généralement observés dans l'analyse des taux de sortie du chômage, liés aux principales caractéristiques individuelles, sur les durées et les issues du chômage. Le Tableau 10.1 consigne les résultats de l'estimation semi-paramétrique des durées d'accès à l'emploi par la méthode de COX³

TABLE 10.1 : Résultats du modèle semi-paramétrique de Cox

t	Haz. Ratio	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
IDMAJ	1.980161	0.3544706	3.82	0.000***	1.394203 2.812386
Age	1.033829	0.0139446	2.47	0.014**	1.006856 1.061524
Genre	1.229868	0.1376392	1.85	0.064**	0.9876371 1.53131
Etat matrimonial	1.355277	0.1891315	2.18	0.029**	1.030958 1.781619
Perception du diplôme	1.278442	0.1496852	2.10	0.036**	1.016293 1.608212
Anapec	1.217637	0.1402031	1.71	0.087**	0.9716448 1.525908
Région	1.006566	0.0148312	0.44	0.657	0.9779134 1.036059

Source : Auteurs

Les résultats obtenus complètent et confirment certains des développements non paramétriques.

Les programmes actifs d'emploi augmentent les chances d'insertion

L'estimation du modèle de Cox laisse entrevoir un hazard ratio de 1.980161 pour la variable qui indique le fait d'avoir bénéficié ou non du programme « Idmaj ». Ce résultat signifie que ceux qui ont participé au programme actif d'emploi ont 98% de chances supplémentaires de trouver un emploi par rapport aux individus qui n'ont pas participé au programme actif d'emploi. Ainsi, les participants au programme d'emploi actif ont une probabilité de trouver un emploi qui est supérieure de 98% à celle des non-participants.

Il est donc important de souligner que les résultats démontrent clairement l'impact significatif du programme d'emploi actif sur les chances de trouver un emploi pour les individus qui y ont participé. Ces conclusions viennent appuyer les résultats obtenus par Blasco et Rosholm (2011), qui ont constaté que les programmes actifs d'emploi ont un impact significatif sur la durée du chômage.

3. L'ajustement du modèle de Cox est fait avec la procédure de régression de Cox du logiciel STATA. Cette procédure permet de fournir les indicateurs pour évaluer le modèle et analyser les facteurs explicatifs d'accès à l'emploi.

L'âge augmente l'exclusion

Le hazard ratio (HR) de la variable "âge" pour l'événement d'intérêt "accès à l'emploi" est de 1.03689. Cela indique qu'à chaque année supplémentaire d'âge, le risque de ne pas accéder à un emploi est multiplié par 1.03689. En d'autres termes, les individus ayant une année d'âge supplémentaire ont 3.689% de risque supplémentaire de ne pas accéder à un emploi par rapport à ceux qui ont une année d'âge de moins. Ces résultats confirment les conclusions de l'étude de Tansel et Tasçi (2008) selon lesquelles les chances de trouver un emploi diminuent avec l'âge après la fin des études.

Les femmes moins incluses

Le genre est un facteur important pouvant influencer la durée du chômage. Le hazard ratio de 1.229868 obtenu pour cette variable dans la méthode de Cox indique que, toutes choses étant égales par ailleurs, les femmes ont un risque 77.02% plus élevé de rester au chômage par rapport aux hommes. Cela suggère que les femmes rencontrent des difficultés supplémentaires pour trouver un emploi par rapport aux hommes. Il existe plusieurs raisons potentielles qui peuvent expliquer cette différence, telles que la discrimination fondée sur le genre sur le marché du travail, les stéréotypes de genre, les disparités de qualifications, les choix de carrière différents, les responsabilités familiales, etc.

Nos résultats confirment les conclusions de Manacorda et al. (2017), qui ont découvert que les femmes nécessitent deux fois plus de temps (24,6 mois contre 11,7 mois) que les hommes pour faire la transition vers l'emploi.

État matrimonial et emploi : Un avantage pour les personnes mariées

Les résultats suggèrent que l'état matrimonial a un impact significatif sur l'emploi. Un Hazard Ratio (HR) de 1.355277 indique que les personnes mariées ont une probabilité relativement plus élevée d'avoir un emploi par rapport aux personnes célibataires. En d'autres termes, les personnes mariées ont 1.355277 fois plus de chances d'avoir un emploi que les célibataires. Cela peut être interprété comme indiquant que les personnes mariées ont des probabilités relativement plus élevées de trouver un emploi par rapport aux personnes célibataires. Ces résultats concordent avec les conclusions de Grogan and van den Berg (2001), qui indiquent que les personnes mariées ont généralement des durées de chômage plus courtes que les célibataires.

Perception positive du diplôme en faveur de l'inclusion

La perception positive d'un diplôme joue un rôle fondamental dans l'insertion professionnelle des jeunes, comme le montre le Hazard ratio égal à 1.278442 signifie que les diplômés ayant des perceptions positives du diplôme ont 28,8% de chances en plus de s'insérer professionnellement. Cela montre l'importance cruciale de la perception positive d'un diplôme dans l'insertion professionnelle des jeunes. Cette perception positive est souvent influencée par la réputation de l'établissement

d'enseignement, les réseaux professionnels, les expériences professionnelles précédentes. Les diplômés d'établissements prestigieux ou reconnus ont généralement plus de chances d'être perçus positivement par les employeurs et de décrocher un emploi par rapport à ceux dont le diplôme est perçu de manière négative.

Conclusion

La problématique de l'emploi des jeunes a suscité un débat intense ces dernières années, et ce, au niveau international et au Maroc en particulier. Ce débat est guidé par le contexte actuel, caractérisé par le manque d'opportunités d'emploi sur le marché du travail, la précarité de la main d'œuvre existante et la hausse du nombre de chômeurs, en particulier parmi les jeunes, les femmes et les individus les plus diplômés.

L'argument théorique justifiant la mise en place de la politique active du marché du travail repose sur deux objectifs distincts : d'une part, promouvoir l'équité en contrant l'influence prédominante du réseau social dans le processus de rencontre entre l'offre et la demande de travail, réduisant ainsi le risque d'exclusion des demandeurs d'emploi défavorisés socialement grâce à un soutien à la recherche d'emploi. D'autre part, favoriser une augmentation globale de l'emploi en améliorant l'efficacité du marché du travail.

Toutefois, si un grand nombre de recherches a mis l'accent sur l'évaluation d'impact des programmes actifs d'emploi, peu de travaux se sont intéressés à l'analyse des facteurs qui influencent la durée du chômage et les taux de sortie d'une situation de chômage en utilisant les techniques économétriques d'analyse de survie.

C'est dans ce sens que la présente recherche propose d'analyser les facteurs qui influencent la durée du chômage en déployant les modèles économétriques de survie de Kaplan-Meier (1958) et de Cox (1972) se basant sur les données de l'enquête du programme actif d'emploi "IDMAJ" au Maroc. L'objectif étant d'analyser les variables susceptibles d'avoir un impact sur la période de chômage. Autrement dit, il s'agit d'identifier les facteurs qui favorisent la transition en dehors du chômage en facilitant la recherche et l'obtention d'un emploi.

les résultats du modèle de survie soulignent l'interférence de divers facteurs pour la sortie de la situation du chômage, principalement : avoir bénéficié du programme actif d'emploi « idmaj », l'âge, le genre, l'état matrimonial, la perception du diplôme dans la durée du chômage et l'insertion professionnelle. Ces conclusions obtenues dans le cadre de ce chapitre peuvent renseigner les décideurs politiques et les acteurs responsables cherchant à améliorer les opportunités d'emploi et à réduire la durée du chômage sur le marché du travail marocain. Également, les résultats offrent des indications pour orienter les politiques publiques, visant à favoriser l'insertion professionnelle, à réduire les inégalités de genre, à promouvoir l'accès à la formation et à valoriser les diplômés.

Bibliographie

- Albrecht, J., Robayo-Abril, M., & Vroman, S. (2019). Public-sector employment in an equilibrium search and matching model. *The Economic Journal*, 129(617), 35-61.
- Bajram, N. (2013). Distribution of unemployment spells and survival analysis : the case of Bosnia and Herzegovina. *Southeast Europe Journal of Soft Computing*, 2(2).
- Banerjee, A. V., & Duflo, E. (2019). *Good economics for hard times*. PublicAffairs.
- Banerjee, A., Duflo, E., & Sharma, G. (2021). Long-term effects of the targeting the ultra-poor program. *American Economic Review : Insights*, 3(4), 471-486.
- Blasco, S., & Rosholm, M. (2011). The impact of active labour market policy on post-unemployment outcomes : Evidence from a social experiment in Denmark.
- Botwinick, H. (2017). Persistent inequalities : Wage disparity under capitalist competition. In *Persistent Inequalities* (pp. 1-32). Brill.
- Boutin, D. (2014). Climate vulnerability, communities' resilience and child labour. *Revue d'économie politique*, 3, 625-638.
- Brodaty, T., Crépon, B., & Fougère, D. (2001). Using matching estimators to evaluate alternative youth employment programs : Evidence from France, 1986-1988. In *Youth Employment Programs* (pp. 85-123). Physica-Verlag HD.
- Calvès, A. E., Kobiané, J. F., & N'bouké, A. (2013). Privatization of education and labor force inequality in urban francophone Africa : The transition from school to work in Ouagadougou. *World Development*, 47, 136-148.
- Card, D. (2019). Introduction : A Good Start? Determinants of Initial Labor Market Success. *Journal of Labor Economics*, 37(S1), S1-S9.
- Card, D., Kluve, J., & Weber, A. (2010). Active labour market policy evaluations : A meta-analysis. *The Economic Journal*, 120(548), F452-F477.
- Carroll, N. (2006). Explaining unemployment duration in Australia. *Economic Record*, 82(258), 298-314.
- Ciuca, V. A. S. I. L. I. C. A., & Matei, M. O. N. I. C. A. (2010, October). Survival analysis for the unemployment duration. In *Proceedings of the 5th WSEAS International Conference on Economy and Management Transformation* (Vol. 1, pp. 354-359).
- Crépon, B., & Van Den Berg, G. J. (2016). Active labor market policies. *Annual Review of Economics*, 8, 521-546.
- Dănăciță, D. E., & Paliu-Popa, L. (2017). Determinants of unemployment spells and exit destinations in Romania in a competing-risks approach. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 30(1), 964-984.
- Das, S., & Kotikula, A. (2019). Gender-based employment segregation : Un-

- derstanding causes and policy interventions. *World Bank*.
- Devine, T. J., & Kiefer, N. M. (1991). *Empirical labor economics : The search approach*. Oxford University Press.
 - Doeringer, P. B., & Piore, M. J. (2020). *Internal labor markets and manpower analysis*. Routledge.
 - Foley, M. C. (1997). Determinants of unemployment duration in Russia.
 - Fox, L., & Kaul, U. (2018). The evidence is in : How should youth employment programs in low-income countries be designed? *World Bank Policy Research Working Paper*, 8500.
 - Furlong, A., Inui, A., Nishimura, T., & Kojima, Y. (2012). Accounting for the early labour market destinations of 19/20-year-olds in England and Wales and Japan. *Journal of Youth Studies*, 15(1), 1-15.
 - Genda, Y., & Kurosawa, M. (2001). Transition from school to work in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 15(4), 465-488.
 - Goel, M. K., Khanna, P., & Kishore, J. (2010). Understanding survival analysis : Kaplan-Meier estimate. *International Journal of Ayurveda Research*, 1(4), 274.
 - Grimshaw, D., Fagan, C., Hebson, G., & Tavora, I. (2017). A new labour market segmentation approach for analysing inequalities : Introduction and overview. In *Making work more equal* (pp. 1-32). Manchester University Press.
 - Grogan, L., & Van Den Berg, G. (1999). The duration of unemployment in Russia.
 - Grogan, L., & Van Den Berg, G. J. (2001). The duration of unemployment in Russia. *Journal of Population Economics*, 14, 549-568.
 - Harasty, C., Tadjoeeddin, Z., Pouchkin, M., & Van Liemt, G. (2012). Towards more inclusive employment policy making : Process and role of stakeholders in Indonesia, Nicaragua, Moldova and Uganda (No. 994790923402676). *International Labour Organization*.
 - Kaplan, E. L., & Meier, P. (1958). Nonparametric estimation from incomplete observations. *Journal of the American Statistical Association*, 53(282), 457-481.
 - Khoo, W. C., Yeah, K. L., & Hong, S. Y. (2022). Modeling unemployment duration, determinants and insurance premium pricing of Malaysia : Insights from an upper middle-income developing country. *SN Business & Economics*, 2(8), 116.
 - Lancaster, T. (1979). Econometric methods for the duration of unemployment. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 939-956.
 - Lassibille, G., Gómez, L. N., Ramos, I. A., & De la O Sanchez, C. (2001). Youth transition from school to work in Spain. *Economics of Education Review*, 20(2), 139-149.
 - Launov, A. (2004). An alternative approach to testing dual labour market

- theory. Available at SSRN 586825.
- Luijkx, R., & Wolbers, M. H. (2009). The effects of non-employment in early work-life on subsequent employment chances of individuals in the Netherlands. *European Sociological Review*, 25(6), 647-660.
 - Lututala, B. M. (2012). Skills for employability : Sub-Saharan Africa. *Results for Development Institute (R4D)*. Washington, DC : R4D.
 - Manacorda, M., Rosati, F. C., Ranzani, M., & Dachille, G. (2017). Pathways from school to work in the developing world. *IZA Journal of Labor & Development*, 6(1), 1-40.
 - McKenzie, D. (2017). How effective are active labor market policies in developing countries? A critical review of recent evidence. *The World Bank Research Observer*, 32(2), 127-154.
 - Montgomery, J. D. (1991). Social networks and labor-market outcomes : Toward an economic analysis. *The American Economic Review*, 81(5), 1408-1418.
 - Mussida, C. (2007). Unemployment duration and competing risks : A regional investigation. *DISCES - Quaderni del Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali*, (0749).
 - Newhouse, D., & Suryadarma, D. (2011). The value of vocational education : High school type and labor market outcomes in Indonesia. *The World Bank Economic Review*, 25(2), 296-322.
 - Nickell, S. (1979). Estimating the probability of leaving unemployment. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 1249-1266.
 - Nonyana, J. Z. (2015). Statistical modeling of unemployment duration in South Africa (Doctoral dissertation).
 - O'Higgins, N. (2017). *Rising to the youth employment challenge : New evidence on key policy issues*. Geneva : International Labour Office.
 - OIT. (2018). *World Employment and Social Outlook : Trends 2018*. Geneva : International Labour Office. ISBN 978-92-2-131536-0 (web PDF).
 - Ollikainen, V. (2003). The determinants of unemployment duration by gender in Finland.
 - Patnaik, A., Harrati, A., & Musse, I. (2022). Promoting Readiness of Minors in Supplemental Security Income (PROMISE) : Youth's pathways to education and employment. Washington, DC : Mathematica.
 - Saadi, A., & Liouaeddine, M. (2022). Labor market intermediation in Morocco : A microeconomic evaluation for the IDMAJ program. *Alternatives Managériales Economiques*, 4(4), 542-562.
 - South West Observatory. (2008). *The South West Healthy Labour Market Review*.
 - Stigler, G. J. (1962). Information in the labor market. *Journal of Political Economy*, 70(5, Part 2), 94-105.
 - Tansel, A., & Taşçı, H. M. (2010). Hazard analysis of unemployment duration

by gender in a developing country : The case of Turkey. *Labour*, 24(4), 501-530.

- Tasci, H. M. (2008). Job search and determinants of job search intensity in Turkey. Available at SSRN 1082715.
- Thurow, L. C. (1975). *Generating inequality*.
- Van Den Berg, H. (2016). *Economic growth and development*. World Scientific Publishing Company.
- Vishwanath, T. (1989). Job search, stigma effect, and escape rate from unemployment. *Journal of Labor Economics*, 7(4), 487-502.

Table des figures

1	Évolution du taux de croissance économique mondial par catégorie de revenu	20
2	Évolution de l'inflation mondiale par catégorie de revenu	21
3	Taux d'activité mondial par catégorie de revenu	22
4	Taux d'emploi mondial par catégorie de revenu	23
5	Taux de chômage mondial par catégorie de revenu	23
6	Évolution de la population active et du taux d'activité	27
7	Création d'emplois : Totale et sectorielle	28
8	Évolution de la population active occupée et du taux d'emploi	29
9	Taux de chômage : total, urbain et rural	30
10	Stock opérationnel de robots industriels à travers le monde (En milliers d'unités)	35
1.1	Évolution des taux d'activité entre 2017 et 2021 (en %)	55
1.2	Part des NEETs âgés de 15 à 24 ans par sexe en 2019	56
1.3	Population en âge de travailler, taux d'activité et d'emploi des jeunes par sexe entre 2017 et 2022	56
1.4	Taux d'activité et d'emploi des jeunes par sexe et par milieu de résidence en 2022	57
1.5	Taux d'activité des jeunes par sexe et par diplôme en 2022	57
1.6	Taux d'activité des jeunes par sexe et par région en 2017	58
1.7	Taux d'activité des jeunes par sexe et état matrimonial en 2017	59
2.1	Évolution du taux de participation des jeunes âgés de 15-24 ans sur le marché du travail marocain	72
2.2	Évolution du taux de chômage des jeunes âgés de 15-24 ans sur le marché du travail marocain	73
2.3	Part gendrielle des NEETs, des scolarisés et des actifs occupés en 2019	74
2.4	PIB par habitant et emploi des jeunes femmes âgées de 15-24 ans au Maroc	75
2.5	Relation en forme de U entre le PIB par habitant et les taux d'emploi des jeunes femmes	75
2.6	Évolution de la part sectorielle dans le total des emplois	76
3.1	La transition démographique au Maroc entre 2000 et 2022	93
3.2	Population en âge de travailler et le taux d'emploi des jeunes entre 15 et 24 ans selon le sexe entre 2000 et 2022	94
3.3	Part des NEETs entre 15 et 24 ans par genre en 2019	94
3.4	Structure des jeunes NEETs par genre en 2019	95

3.5	Évolution tendancielle du ratio gendoriel d'emploi des jeunes entre 15 et 24 ans et de la croissance du PIB par habitant entre 2000 et 2022	95
3.6	Simulation des effets de la réduction des écarts gendoriels d'emploi	100
4.1	Distribution par quantiles du logarithme du salaire en 2011 et 2017	118
4.2	Fonction de densité du log des salaires (Kernel), par sexe en 2011 et 2017	119
4.3	Décomposition de l'écart salarial par quantile (10 à 95) entre les hommes et les femmes en 2011	123
4.4	Décomposition de l'écart salarial par quantile (10 à 95) entre les hommes et les femmes en 2017	123
4.5	Évolution du taux de féminisation de l'emploi par catégorie professionnelle au Maroc (en %)	129
4.6	Décomposition sans les occupations (CSP) en 2011	148
4.7	Décomposition sans les occupations (CSP) en 2017	148
4.8	Décomposition par quantile du salaire des travailleurs à temps plein seulement en 2011	151
4.9	Décomposition par quantile du salaire des travailleurs à temps plein seulement en 2017	151
4.10	Décomposition par quantile du salaire horaire en 2011	153
4.11	Décomposition par quantile du salaire horaire en 2017	154
5.1	Distribution du logarithme du gain mensuel et horaire dans les deux segments de l'emploi	177
5.2	Distribution du nombre d'heures travaillées dans les deux segments de l'emploi	177
7.1	Structure de l'emploi par secteur d'activité des pays de l'échantillon	243
7.2	Productivité du travail (moyenne des pays de l'échantillon)	244
7.3	Part de l'emploi dans les trois secteurs d'activité	244
8.1	Distribution du score de propension et région de support commun	257
9.1	Résultats de la première simulation au niveau de l'activité économiques et des revenus	279
9.2	Résultats au niveau des revenus	280
9.3	Résultats au niveau du bien-être des ménages par région	281
9.4	Canaux de transmission du premier scénario	283
9.5	Résultat au niveau de l'activité économique	284
9.6	Résultats au niveau des revenus des agents économiques	285
9.7	Résultats au niveau du bien-être des ménages par région	285

10.1	Caractéristiques sociodémographiques des bénéficiaires du programme IDMAJ	298
10.2	Caractéristiques sociodémographiques des bénéficiaires du programme IDMAJ	299
10.3	Estimation de la fonction de survie à l'aide du modèle de Kaplan-Meier	302
10.4	Estimations de la fonction de survie selon le traitement	302
10.5	Estimations de la fonction de survie selon le genre	303
10.6	Estimations de la fonction de survie selon le diplôme	304
10.7	Estimations de la fonction de survie selon l'âge	304

Liste des tableaux

1.1	Descriptions des variables du modèle de régression logistique	60
1.2	Impact des différents facteurs sur l'activité des jeunes par genre . . .	61
1.3	Impact des différents facteurs sur l'emploi des jeunes par genre . . .	61
2.1	Description des variables du modèle	77
2.2	Résultats des tests de diagnostique du modèle ARDL estimé	78
2.3	Coefficients de court terme (CT)	79
2.4	Coefficients de long terme (LT)	80
3.1	Description des variables du modèle	96
3.2	Résultats des tests d'hypothèses	98
3.3	Coefficients de Long terme (LT) et dynamique d'ajustement	98
3.4	Effets en termes de croissance du PIB par tête du Maroc (en %) sur une décennie	99
4.1	Statistiques descriptives des variables utilisées	118
4.2	Résultats de l'analyse de décomposition de l'écart salarial moyen (en log) au Maroc en 2011 et 2017	121
4.3	Résultats de l'analyse de décomposition de l'écart salarial moyen (en log) au Maroc en 2011 et 2017 (Suite)	121
4.4	Résultats de l'analyse de décomposition de l'écart salarial par quan- tile au Maroc en 2011 et 2017	125
4.5	Résultats de l'analyse de décomposition de l'écart salarial par quan- tile au Maroc en 2011 et 2017(Suite)	126
4.6	Statistiques descriptives des variables utilisées	134
4.7	Résultats de l'analyse de décomposition de l'écart de participation au marché du travail entre les hommes et les femmes au Maroc . . .	136
4.8	Résultats de l'analyse de décomposition de l'écart de participation au marché du travail entre les hommes et les femmes au Maroc(Suite)	137
4.9	Résultats obtenus avec l'analyse de décomposition non paramé- trique l'écart de participation au marché du travail entre les hommes et les femmes au Maroc(Suite)	139
4.10	Décomposition par quantile sans occupations 2011 et 2017	146
4.11	Décomposition par quantile sans occupations 2011 et 2017 (SUITE)	147
4.12	Décomposition par quantile du salaire pour les travailleurs à temps plein 2011 et 2017	149
4.13	Décomposition par quantile du salaire pour les travailleurs à temps plein 2011 et 2017	150
4.14	Estimations avec le salaire horaire comme variable dépendante . . .	152

4.15	Estimations avec le salaire horaire comme variable dépendante . . .	153
4.16	Décomposition de l'écart de participation (25-70 ans)	155
4.17	Décomposition de l'écart de participation (25-70 ans) (SUITE) . . .	156
4.18	Décomposition de l'écart en utilisant la méthode de NOPO avec l'échantillon des individus entre 25 ans et 70 ans	156
4.19	Liste des variables utilisées pour construire l'indice de richesse mul- tidimensionnel	157
5.1	Statistiques descriptives des données de l'ENE 2011	175
5.2	Distribution des salariés par branche d'activité	176
5.3	Écart de salaire mensuel et horaire et la différence de nombre d'heure de travail par mois entre les segments	178
5.4	Distribution des gains mensuels par quantile et par segments	178
5.5	Déterminants de la participation au marché du travail	180
5.6	Écart salarial entre les travailleurs formels et informels en %	181
5.7	Écart salarial horaire et mensuel par branche d'activité en %	184
5.8	Décomposition du gain de salaire mensuel et horaire	186
5.9	Contribution des variables à la part expliquée de l'écart salarial men- suel et horaire	187
5.10	Décomposition de l'écart du salaire horaire selon OB par branche d'activité	188
5.11	Décomposition de l'écart du salaire horaire selon OB par branche d'activité	189
5.12	Déterminants du Gain horaire des salariés	198
5.13	Déterminants du Gain mensuel des salariés	199
5.14	Déterminants du gain horaire par branche d'activité	200
5.15	Déterminants du Gain mensuel par secteur d'activité	201
6.1	Scores d'efficience de la création d'emploi par la valeur ajoutée ré- gionale pour des unités sectorielles	208
6.2	Scores d'efficience de la création d'emploi par la Valeur ajoutée sectorielle pour des unités régionales	209
6.3	Mesure d'inefficience en création d'emploi par la Valeur ajoutée en unités sectorielles	210
6.4	Mesure d'inefficience en création d'emploi par la valeur ajoutée en unités régionales	211
6.5	Nomenclature des secteurs retenus pour l'étude	212
6.6	Secteurs d'activité objets de la simulation	212
6.7	Régions objets de la simulation	213
6.8	Emplois créés ou détruits suite à la politique fiscale régionale appli- quée jusqu'en 2030	213

6.9	Emplois créés ou détruits suite à la politique fiscale régionale appliquée jusqu'à 2026	214
6.10	Emplois créés ou détruits par investissement sectoriel appliqué jusqu'à 2030	214
6.11	Emplois créés ou détruits par investissement sectoriel appliqué jusqu'à 2026	215
6.12	Indice de Gini des effectifs des régions en emploi créés suite à chaque politique	215
6.13	Réponse au gap d'emploi par les 2 politiques appliquées jusqu'en 2030	217
6.14	Réponse au gap d'emploi par les 2 politiques appliquées jusqu'en 2026	218
6.15	Matrice de comptabilité sociale (2019)	221
6.16	Matrice de comptabilité sociale (2019)	222
7.1	Coefficients de long terme du modèle avec interactions	235
7.2	Tests de stationnarité des variables sur la période 1997-2019	243
7.3	Tests de cointégration pour la période 1997-2019	243
7.4	Stationnarité des résidus	244
8.1	Caractéristiques des entreprises selon les différents groupes	251
8.2	Description des variables	254
8.3	Estimation des scores de propension (résultats Probit - Effets marginaux)	256
8.4	Covariate Unmatched Matched Mean %Reduction T-test	258
8.5	Résultats de l'appariement par score de propension	259
9.1	Taux d'emploi régional et indice de Gini interrégional au Maroc en 2019	278
9.2	Évolution des dépenses annuelles en infrastructures, éducation et santé au Maroc (2014-2020)	278
9.3	Résultats du taux d'emploi par région	279
9.4	Résultats du Taux de chômage par région	280
9.5	Résultats du taux d'emploi par région	286
9.6	Résultats du taux de chômage par région	286
10.1	Résultats du modèle semi-paramétrique de Cox	305

Table des matières

SOMMAIRE	5
Liste des auteurs	6
Liste des Abréviations	8
PRÉFACE	10
CHAPITRE INTRODUCTIF	15
EMPLOI EN MUTATION : DYNAMIQUES, DÉFIS ET PERSPECTIVES	15
I Contexte économique mondial	19
II Analyse de la situation de l'emploi dans le monde	21
III Emploi au Maroc : tendances et évolutions	25
IV Défis et perspectives de l'emploi	32
PARTIE 1 : INÉGALITÉS GENDORIELLES	49
1 Analyse transversale des déterminants des inégalités gendorielles chez les jeunes sur le marché du travail au Maroc	49
I Revue de littérature	52
II État des lieux de la participation des jeunes femmes au marché du travail marocain	55
III Modèle et analyse exploratoire	58
IV Résultats et discussion	60
2 Développement économique et emploi des jeunes femmes au Maroc : Évidences en séries chronologiques sur l'hypothèse de la relation en forme de U	67
I Motivations théoriques et empiriques	70
II La participation des jeunes femmes sur le marché du travail au Maroc	72
III Méthodologie empirique	76
3 Inégalité de genre sur le marché du travail des jeunes au Maroc : Simulation des coûts économiques avec le modèle ARDL	87

I	Revue de littérature	90
II	Inégalités de genre chez les jeunes sur le marché du travail : État des lieux au Maroc	93
III	Méthodologie et résultats	96
IV	Discussion des résultats	100

PARTIE 2 : DISPARITÉS SALARIALES 109

4	Déterminants des écarts de rémunération et de participation entre hommes et femmes sur le marché du travail au Maroc 109
I	Analyses de décomposition de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes sur le marché du travail marocain 111
II	Analyses de décomposition de l'écart de participation entre les hommes et les femmes sur le marché du travail marocain 128
5	Informalité et inégalité salariale dans le marché du travail 159
I	Revue de littérature 162
II	Méthodologie 168
III	Données et faits stylisés 174
IV	Discussion des résultats 179

PARTIE 3 : POTENTIEL DE CRÉATION D'EMPLOI – ANALYSE SECTORIELLE 205

6	Disparités régionales et création d'emploi sectoriel au Maroc : simulation à l'aide d'un MEGC régional dynamique 205
I	Développement régional au Maroc au prisme d'une disparité sectorielle chronique en matière d'emploi 207
II	Simulation d'une mesure de politique sectorielle en faveur de relance de l'emploi 211
7	L'inégalité de création d'emplois à l'ère du numérique : Dynamiques sectorielles et impact technologique 223
I	État de l'art 227
II	Méthodologie 232
III	Résultats 234
IV	Discussion et recommandations 236
8	Évaluation d'impact de la propriété étrangère sur l'emploi au Maroc : une analyse par la méthode PSM 245
I	Revue de la littérature 248

II	Données et méthodologie empirique	250
III	Résultats et discussion	255

PARTIE 4 : POLITIQUES PUBLIQUES ET EMPLOI **267**

9	Impact des politiques publiques sur le marché du travail régional et le bien-être au Maroc	267
I	Revue théorique et empirique	270
II	Méthodologie et données	273
III	Simulation et résultats	277
10	Évaluation d'impact du programme actif d'emploi « Idmaj » sur la durée du chômage au Maroc : une analyse économétrique par les modèles de survie	291
I	Revue théorique et empirique	294
II	Méthodologie empirique appliquée aux données de l'enquête auprès des bénéficiaires du programme "IDMAJ"	297
III	Résultats et discussion	301

L'ouvrage « Inégalités et dynamiques du marché du travail » analyse les inégalités salariales, régionales et de genre, en mettant l'accent sur le cas du Maroc. L'ouvrage explore les disparités entre secteurs formels et informels, l'impact des évolutions technologiques et les nouvelles formes d'emploi, dans un marché du travail marqué par une faible mobilité sociale. Les inégalités de genre y sont soulignées, notamment les obstacles limitant l'accès des femmes à des emplois stables et bien rémunérés. Les disparités territoriales sont également examinées, en mettant en avant les écarts entre zones urbaines et rurales. En combinant analyses empiriques et modèles théoriques, l'ouvrage propose des pistes d'action pour réduire ces inégalités. Il s'adresse aux chercheurs, étudiants, décideurs et acteurs de la société civile, en vue de promouvoir un marché du travail plus inclusif et équitable.

Laboratoire d'Économie Appliquée

Laboratoire d'Économie Appliquée, Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales-Agdal, Université Mohammed V de Rabat-Maroc.

Website : www.fsjes.academia.edu/LaboratoireEconomieAppliquee

Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales Agdal

Avenue des Nations-Unies, B.P. 721 Agdal - Rabat - MAROC

Website : <https://fsjes-agdal.um5.ac.ma>