

Éducation et Mobilité Intergénérationnelle au Maroc

Education and Intergenerational Mobility in Morocco

Imad EL HAMMA

Professeur de l'enseignement supérieur assistant
Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales-Salé
Université Mohammed V de Rabat-Maroc
Laboratoire : Finance Entrepreneuriat et développement
imad.elhamma@fsjes-sale.um5.ac.ma

Farid ECHCHARFI

Professeur de l'enseignement supérieur assistant
Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales-Maknès
Université Moulay Ismail
echcharfi.farid@fsjes-umi.ac.ma

Date de soumission : 14/07/2022

Date d'acceptation : 09/09/2022

Pour citer cet article :

EL HAMMA.I & ECHCHARFI.F. (2022) « Éducation et Mobilité Intergénérationnelle au Maroc », Revue Française d'Économie et de Gestion «Volume 3 : Numéro 9 » pp : 452 – 474.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons

Attribution License 4.0 International License



Résumé

Dans cet article, nous essayons de déterminer les facteurs derrière les inégalités d'opportunité au Maroc, d'y estimer la mobilité intergénérationnelle et d'en déterminer les facteurs en se basant sur les données microéconomiques de l'Enquête Nationale sur le Niveau de Vie des Ménages de 2007 du pays (ENNVN-2007). Les statistiques descriptives montrent que l'éducation est le facteur le plus déterminant des inégalités d'opportunité suivi successivement par la branche d'activité et du milieu de résidence. L'analyse économétrique confirme ces trois facteurs comme principaux déterminants, dans le même ordre que pour les inégalités d'opportunité, de la mobilité intergénérationnelle qui est estimée à 0.43 par l'élasticité des salaires intergénérationnels.

Mots clés : Mobilité intergénérationnelle ; persistance intergénérationnelle, inégalités d'opportunité ; éducation ; élasticité des salaires intergénérationnels.

Abstract

In this article, we have aimed to determine the factors behind the inequalities of opportunity in Morocco, to estimate intergenerational mobility and to determine the factors based on data from the National Households of the country for 2007 (NHHS-2007). Descriptive statistics show that education is the most determining factor in the inequality of opportunity followed successively by industry and area of residence. Econometric analysis confirms these three factors as the main determinants, in the same order as for opportunity inequalities, of intergenerational mobility which is estimated at 0.43 by the elasticity of intergenerational wages.

Keywords :

Intergenerational Mobility ; intergenerational Persistence ; inequality of opportunity ; education; elasticity of intergenerational wages.

Introduction

Récemment des économistes se sont attelés eux aussi à étudier les inégalités socio-économiques et les inégalités d'opportunité comme source potentielle des perturbations politiques et sociale (Lanchovichina et al., 2015). Le sentiment de frustration chez de larges franges marginalisées de la population, conjugué à la faiblesse de la société civile, pourrait être à l'origine des protestations politiques parfois très violentes (notamment le printemps arabe).

Prenant la région du Moyen Orient et d'Afrique du Nord (MENA), les mesures des inégalités ne montrent pas des niveaux particulièrement élevés par rapport à d'autres régions pourtant plus stables politiquement¹. Ce constat a incité les économistes à essayer d'explorer une piste d'explication du sentiment d'injustice qui prévaut dans la région et qui constitue un thème central dans les débats politiques, en l'occurrence celle des *inégalités d'opportunité*. Par inégalités d'opportunité, il est entendu un certain nombre de facteurs et de circonstances sur lesquels l'individu n'a aucun contrôle comme le statut social des parents, le milieu de résidence, le sexe, etc. par opposition aux inégalités dues aux facteurs sur lesquels l'individu a un contrôle comme le niveau d'éducation atteint, le type de formation et la carrière choisis, etc. Ces derniers peuvent être changés par « *l'effort* » de l'individu et les inégalités qui en découlent peuvent être acceptables sur le plan éthique contrairement aux premiers. Par conséquent, les pouvoirs publics seront appelés à prendre des mesures politiques pour restreindre l'effet de ces facteurs sur les inégalités. Un tel effet serait par ailleurs prépondérant dans la région MENA parmi les autres facteurs qui génèrent les inégalités (Assaad & Saleh, 2018). Plus récemment, quelques papiers se sont intéressés à l'aspect dynamique des inégalités, c'est-à-dire les inégalités entre les générations. Cet élément jouerait un rôle prépondérant dans les protestations politiques que connaît la région MENA étant donné qu'une proportion importante de la population dans ces sociétés est constituée de jeunes. En effet, un individu pourrait supporter un niveau d'inégalités élevé dans le cas où il aurait l'opportunité de changer son statut social par rapport à celui de ses parents que dans le cas où ses chances sont réduites à l'extrême. Cet aspect dynamique des inégalités est désigné par la *mobilité sociale intergénérationnelle* (MSI), la *mobilité économique intergénérationnelle* (MEI) ou *mobilité intergénérationnelle* (MIG) tout court,

¹ Les données de la banque mondiale, par exemple, montrent que l'indice de GINI est de 40.7 au Maroc (2007), 35.3 en Algérie (1995), 35.8 en Tunisie (2010), 30.7 en Égypte (2008) et 33.6 en Jordanie (2010) contre 63.4 en Afrique du Sud (2011), 52.9 au Brésil (2013), 42.3 en Argentine (2013) et 41.9 en Uruguay (2013).

c'est-à-dire, la mesure dans laquelle le statut socioéconomique d'un individu est indépendant de celui de ses parents et dépend donc plus de ses propres efforts².

Le Maroc, pays faisant partie de cette région sur le plan culturel et politique, devrait avoir une configuration politique et sociale qui ne devrait pas trop s'écarter de celles des autres pays de la région quant à la nature des problèmes socioéconomiques et politiques ainsi que leurs causes profondes³. Dans cette étude, nous nous concentrons sur l'aspect dynamique des inégalités ainsi que sur les facteurs derrière leur persistance et leur amplification dans le cas marocain et les mesures de politiques économiques et sociales que l'État peut prendre pour les limiter et favoriser la MIG. Ainsi, ce papier a pour objectif d'une part, d'étudier le niveau du lien existant entre le statut social du fils et son père reflété par son revenu salarial et son équivalent pour le père. Ce lien est mesuré par le *coefficient de régression* β entre le revenu de la génération des fils et celui de la génération des pères. Et d'autre part, identifier les facteurs susceptibles de favoriser ou de limiter la *persistance* entre les statuts sociaux entre les générations successives. En se basant sur les données de l'Enquête Nationale sur le Niveau de Vie des Ménages de 2007 (ENNVN 2007), nous essaierons donc d'estimer le *coefficient de régression* β pour le cas du Maroc en l'absence et puis en présence d'un certain nombre d'autres *variables de contrôle*. Cette démarche nous permettra de constituer une idée sur le *degré de persistance* dans la société marocaine et à le comparer avec celui des autres pays de la région pour qui nous disposons des estimations tirées de la littérature existante. Comme il sera l'occasion de comparer nos propres estimations avec celles d'autres études consacrées au cas marocain. Le reste de papier est organisé comme suit : Nous présenterons dans une deuxième section une revue de littérature sur la thématique de mobilité sociale intergénérationnelle tout en mettant le point sur celles qui se sont intéressées aux pays de la région MENA et particulièrement au Maroc lors de ces dernières années malgré leur rareté. Dans une troisième section, nous décrirons la méthodologie adoptée pour traiter cette thématique et le traitement des données de l'ENNVN 2007 du Maroc. La quatrième section présentera notre analyse économétrique qui consistera essentiellement à estimer la MIG au Maroc et à déterminer et analyser les principaux facteurs derrière elle et leurs poids dans ce processus avant de conclure.

² Voir ultérieurement la revue de littérature sur la mobilité sociale intergénérationnelle dans les pays de la région MENA et au Maroc.

³Pour détecter les similitudes et les divergences sur les plans social, économique et politique entre les pays de cette région, nous comptons consacrer prochainement consacrer toute une étude à cet effet.

1. Revue de la littérature

Depuis les travaux pionniers de Becker (Becker, 1975), les économistes se sont intéressés à l'éducation comme moteur de croissance à travers l'innovation et la qualification qu'elle permet d'apporter (Aghion & Howitt, 1998). Très tardivement, l'intérêt est aussi porté sur un aspect particulier de l'éducation : c'est son impact sur la MIG. Autrement dit : la mesure dans laquelle l'éducation permet aux individus d'accéder à un statut social plus ou moins élevé que celui de leurs parents. Ces études sont aussi bien de nature théorique qu'empirique. Les études empiriques se sont développées grâce à l'amélioration des méthodes de mesure et à la disponibilité des données concernant des couples père-fils.

Comme avancé précédemment, Becker (1975) a été parmi les premiers auteurs à s'intéresser à l'économie de l'éducation, mais aussi à son rôle dans la MIG. L'auteur montre qu'en présence d'un *marché parfait de capital*, les revenus du père et du fils sont liés à travers la transmission de patrimoines de toute sorte, alors que l'investissement dans le *capital humain* des enfants ne joue pas un rôle majeur dans ce processus. Or, le schéma est complètement différent en l'absence d'un marché de capital parfait. Les parents n'ayant pas d'accès au marché de crédit ne peuvent allouer leur revenu permanent de manière optimale entre leur consommation immédiate et l'investissement dans l'accumulation du *capital humain* de leurs enfants. Donc, les revenus du père et du fils sont aussi liés à travers l'éducation. Par conséquent, la politique éducative a un rôle à jouer dans la promotion de la MIG en affaiblissant l'impact de la transmission par l'investissement dans le *capital humain* (Becker 1975).

À partir de ce modèle⁴, beaucoup de travaux se sont développés. Ainsi, sous l'hypothèse d'une complémentarité entre l'éducation publique et l'éducation privée (Solon, 1992), ce dernier présente la MIG en fonction de l'investissement parental et de l'investissement de l'État dans le capital humain d'un enfant. Selon son étude, un pays affiche une MIG moins importante que d'autres pays si l'héritabilité⁵ est supérieure, l'investissement en capital humain est plus productif, le retour sur le capital humain est plus élevé, et/ou l'investissement public dans le capital humain est moins progressif (Solon, 1992). Par conséquent, l'éducation joue un rôle important dans la génération de la *persistance intergénérationnelle*⁶. En outre, l'auteur montre

⁴ Celui de Becker (1975).

⁵ Par hérédité, il est entendu la transmission de la richesse d'une génération à l'autre au sein d'une même dynastie.

⁶ Par persistance intergénérationnelle, nous entendons la mesure dans laquelle le revenu du fils est déterminé par celui du père. C'est le complémentaire de MEI ou l'immobilité mesurée par l'élasticité ou le coefficient de corrélation. Voir infra

que le lien entre le revenu des parents et le capital humain d'un enfant, ainsi que le retour sur investissement en *capital humain*, sont essentiels dans la transmission du statut économique à travers les générations. Ces travaux ont été menés presque exclusivement dans les pays développés en raison de la disponibilité des données portant sur les couples père-fils sur de longues périodes. Pour une revue de littérature assez détaillée sur la thématique de la MIG dans ces pays, (Solon, 1992) en fournit une qui semble assez exhaustive. En ce qui concerne les pays en développement (PED) et particulièrement lors de ces dernières années, les données des enquêtes de ménages, de type ENNVN 2007 au Maroc, ont été utilisées pour étudier la MIG dans ces pays qui ne disposent généralement pas de données relatives aux couples père-fils sur de longues périodes. Or, ce type de données ne porte que sur les couples père-fils qui résident dans le même ménage ce qui se traduit par une sous-estimation de la mobilité ou ce que la littérature appelle *biais de coresidence*. Pour surmonter cette limite, certaines études ont essayé d'exploiter les quelques rares informations⁷ qui concernent le père du chef du ménage dont le niveau d'éducation qui est pris comme *proxy* du statut social. Or, du fait des bornes très limitées de cette variable, des problèmes économétriques énormes surgissent quant à l'estimation de l'élasticité intergénérationnelle des deux niveaux d'éducation.

Néanmoins, beaucoup d'études ont adopté cette approche pour mener des études sur la MIG et ses déterminants au niveau national, régional et même international. Ainsi, en 2018 une équipe de la banque mondiale a compilé les données des enquêtes des ménages de pratiquement tous les pays du monde⁸ pour estimer la MIG et en analyser les déterminants⁹. Empruntant la même méthodologie, trois économistes latino-américains ont compilé les données des enquêtes des ménages des pays de l'Amérique Latine et celles du baromètre latino-américain pour faire *grosso modo* le même travail qu'a fait la banque mondiale mais portant cette fois-ci exclusivement sur les pays de l'Amérique Latine (Neidhöfer et al., 2018).

Au niveau de la région MENA, le Forum des Recherches Économiques¹⁰ a compilé et standardisé les données des enquêtes des ménages de la plupart des pays arabes et les a mis à la disposition des chercheurs pour mener des études sur différentes thématiques dont la MIG.

⁷ En plus du niveau de l'éducation, les enquêtes des ménages comportent des questions sur le père du ménage portant sur le milieu de résidence et le secteur d'activité.

⁸ Cette base de données appelée « Global Database on Intergenerational Mobility » ou GDIM peut être compilée sur le site web suivant : <https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/brief/what-is-the-global-database-on-intergenerational-mobility-gdim>

⁹ Le dit rapport est intitulé : « Fair Progress ? Economic Mobility across Generations around the World » (Worldbank, 2018). DOI: 10.1596/978-1-4648-1210-1 op cit

¹⁰ Voir le site web du forum sur le lien suivant : <http://erf.org.eg/>

À ce jour, quelques rares études de la MIG et les inégalités d'opportunité ont été faites sur les pays de la région à partir de ces données. Assaad and Saleh (2018) ont utilisé les données de l'enquête des ménages de la Jordanie concernant le niveau d'éducation des adultes et celui de leurs parents qu'ils ont liés à l'offre de l'éducation primaire et secondaire tirée des statistiques scolaires. Ils ont trouvé que la disponibilité de l'éducation de base permet de relâcher le lien entre le niveau d'éducation des fils et celui des parents et donc de favoriser la MIG d'éducation. Par ailleurs, Assad et al., (2011) ont utilisé les données de l'ERF pour mener une étude sur les inégalités et les inégalités d'opportunité dans trois pays de la région, en l'occurrence l'Égypte, la Jordanie et la Tunisie (Assaad et al., 2018). Utilisant un indice évaluant les inégalités d'opportunité emprunté à (Ferreira & Gignoux, 2011), les auteurs ont conclu que les trois pays n'exhibent pas des niveaux particulièrement élevés des inégalités d'opportunité de même que d'inégalités tout court par rapport à d'autres régions.

Au Maroc, à notre connaissance, rares sont les études qui ont été faites sur la MIG. En 2009, le HCP a mené une étude sur cette thématique où essentiellement une analyse des tables de mobilité scolaire a été faite (HCP, 2009). La même institution a récidivé en 2014, mais cette fois-ci avec une nouvelle méthodologie se basant sur une enquête menée *ad hoc* concluant sur le rôle prépondérant de l'éducation dans le processus de la MIG au Maroc. Ainsi, L'analyse des déterminants de la mobilité ascendante montre « *qu'un actif de niveau scolaire fondamental a 1,6 fois de chances de plus que son homologue « sans niveau scolaire » d'occuper une position sociale plus valorisante que celle de son père. Ce rapport de chances s'élève à 4,6 fois par rapport aux actifs de niveau d'enseignement secondaire et à 16,2 fois par rapport à celui ayant un niveau d'enseignement supérieur* »¹¹. En résumé, l'augmentation d'une année de scolarité améliore les chances d'ascension sociale de 13,7% (HCP, 2014). Enfin, nous avons-nous-même publié un article en 2018 où nous avons estimé, à partir des données de l'ENNVM de 2007, l'élasticité du revenu intergénérationnelle au Maroc à 0.48 et où l'éducation joue un rôle important mais derrière le facteur « branche d'activité » (Echcharfi et Benabdelmouna, 2018).

2. Méthodologie et traitement des données

Les statistiques descriptives tirées de l'ENNVM de 2007 au Maroc nous permettront déjà de constituer une idée sur le niveau de MIG dans le pays et de faire un certain nombre d'analyse concernant les facteurs limitant l'égalité d'opportunité. La *table de mobilité scolaire* permet de calculer la part des individus ayant un niveau scolaire plus ou moins ou élevé ou égale que celui

¹¹ Rapport sur la mobilité sociale au Maroc publié par la Haut-commissariat au plan du Maroc. Page 56

de leurs pères. Un graphique liant le revenu des pères et des fils permettra de visualiser la force du lien entre les deux. Enfin des courbes cumulatives de revenus des fils issus de différents backgrounds permettra de déceler les facteurs les plus entravant à l'égalité d'opportunité. Par ailleurs, l'estimation du *coefficient de persistance* mesurera le degré de mobilité et l'analyse économétrique nous permettra d'isoler le rôle joué par l'accumulation du capital humain, parmi d'autres facteurs potentiels, dans la *MIG* au Maroc. À cette fin, nous allons exploiter les données de l'ENNVM de 2007 au Maroc comme avancé plus haut.

L'ENNVM 2007 du Maroc comporte des données économiques, sociales et autres portant sur 36333 individus des deux sexes répartis sur 7062 ménages. Suivant la plupart des études portant sur la mobilité, nous avons éliminé dans un premier temps tous les individus de sexe féminin¹². Ensuite, étant donné que la carrière d'une personne ne peut être considérée comme définitive qu'après un certain âge et que la durée des études et de plus en plus longue, nous avons écarté toutes les observations ayant moins de 25 ans et les inactifs¹³. Ensuite, toutes les observations ayant des valeurs manquantes au niveau de variables clés, comme le salaire, le niveau de l'éducation, le secteur d'activité et le statut économique sont de même écartées. Parmi les individus restants, nous retiendrons le père et le fils aîné au sein de chaque ménage¹⁴.

Nous avons aussi mené un travail de réorganisation de données, sachant que dorénavant l'unité de l'observation n'est plus l'individu, mais plutôt le couple père-fils. C'est pour cela que les variables retenues ont été renommées avec un indice p pour les pères et un indice c pour les fils. Une autre variable a été créée pour permettre d'identifier chaque individu et de rejoindre chaque fils à son père et vice versa. Ceci nous permettra de faire des graphiques et des régressions prennent en compte ce fait. Au final, notre échantillon sera constitué de 1903 couples père-fils. Nous jugeons que cet échantillon est largement représentatif du moment où il est constitué à partir des données de l'ENNVM de 2007 dont les moyens financiers et d'expertise mis en œuvre excèdent les prétentions de tout chercheur isolé. Plus encore, le logiciel STATA comporte une option [*svy*] qui permet de prendre en compte le caractère stratifié de l'échantillonnage dans

¹² Les dernières études consacrées à la *MIG* citées portent aussi sur la mobilité des individus de sexe féminin.

¹³ Notons que la plupart des études de mobilité menées dans les pays développés optent pour un âge de plus de 30 ans. Mais, du moment que la plupart des marocains quittent le système scolaire à un âge précoce, le choix de 25 ans ne paraît largement justifié.

¹⁴ Le fait de se limiter aux couples père-fils au sein du même ménages peut biaiser nos estimations et analyses, ce que la littérature sur le sujet appelle le biais de coresidence. Une autre alternative consistera à prendre le chef de ménage et son père comme unité d'observation et prendre leur niveau d'éducation comme proxy de leur statut social et possible. Or, le niveau d'éducation des deux dans l'ENNVM ne consiste pas en la même nomenclature et nécessite tout un travail d'harmonisation. C'est pour cette raison, nous compterons refaire cette étude prochainement à l'aide de cette approche.

l'ENNVM de 2007 et permet par conséquent de faire de bonnes inférences sur la population marocaine dans son ensemble.

Ensuite, le « *revenu salarial* » a été pris comme seul élément de revenu à déterminer le statut social des deux générations. Cette limitation est dictée par les difficultés à estimer, à partir de l'ENNVM de 2007, un revenu global pour chaque individu ou pour chaque ménage. L'autre approche qui consiste à considérer les dépenses au lieu du revenu pour approcher le statut social ne peut pas être utile dans notre cas du moment où l'on s'intéresse au couples père-fils alors que les dépenses sont agrégées pour chaque ménage dans l'ENNVM de 2007. D'un autre côté, la considération du seul revenu salarial permet de limiter l'effet des autres facteurs d'héritabilité sur lesquels, contrairement au salaire, l'éducation n'a pas une grande influence.

Par ailleurs, pour des raisons de simplification de l'analyse ainsi que pour alléger les calculs de notre modèle lors de l'analyse économétrique, un certain nombre de réaménagements et de redéfinitions ont été apportées aux variables initiales. Ainsi, la variable « *niveau d'éducation* », comportant initialement douze catégories allant de « *sans éducation* » à « *diplômé supérieur* », a été ramenée à quatre catégories : « *Edu0* » regroupant les « *sans éducation* » et ceux avec une éducation traditionnelle etc., « *Edu1* » regroupe ceux avec une éducation primaire, « *Edu2* » regroupe ceux avec une éducation collégiale, « *Edu3* » ceux avec un niveau d'éducation secondaire. Enfin, « *Edu4* » regroupent les individus ayant une éducation supérieure. Pour chaque catégorie une variable dichotomique a été créée et vaut 1 si l'individu appartient à cette catégorie et 0 par ailleurs et ceci pour faciliter l'interprétation des résultats lors de l'analyse économétrique.

Pour les mêmes considérations, la même démarche a été retenue pour la variable « *branche d'activité* » qui comporte huit catégories : Agriculture, forêt et pêche (*Occ1*), Mines et Énergie (*Occ2*), Industrie (*Occ3*), Bâtiments et Travaux Publics (*Occ4*), Commerce (*Occ5*), Administration (*Occ6*), Service Sociaux (*Occ7*) et Autres (*Occ8*). De même que précédemment, une variable dichotomique est créée pour chaque secteur, ayant la valeur 1 pour les individus l'observant et 0 pour les autres. Le milieu de résidence est en soit une variable dichotomique (0 pour le *milieu rural* et 1 pour le *milieu urbain*) ne nécessite aucune transformation.

3. Analyses des données de l'enquête

Notre échantillon est constitué de 1903 couples père-fils. Les pères ont une moyenne d'âge de 64 ans comprise entre 43 ans et 98 ans. Quant aux fils, ils sont âgés entre 25 ans et 55 ans avec une moyenne de 31 ans. Le salaire moyen des pères est supérieur à celui des fils du moment où le premier est de 291450 DH annuellement compris dans une fourchette de 1000 DH à 300000

DH alors que le second de 17495 DH compris entre 800 DH et 290400 DH. Le tableau 1 résume ses statistiques.

Tableau 1 : Statistiques descriptives

		N	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Père	Salaire	371	27969	29149.83	1000	300000
	Age	1902	64.73	9.23	43	98
Fils	Salaire	977	20121.36	17494.68	800	290400
	Age	1902	31.40	5.80	25	55

Par ailleurs les statistiques descriptives relatives à l'éducation montrent que le niveau d'éducation des fils est plus élevé que celui des pères tant en milieu rural qu'en milieu urbain. 73% des pères contre 22% des fils sont sans niveau scolaire, alors que 31% des fils contre seulement 14% des pères ont un niveau primaire. Quant au niveau d'éducation secondaire, on y enregistre 35% des fils contre seulement 10% des pères. Enfin, le niveau d'éducation tertiaire, on y trouve 12% des fils contre seulement 2% des pères. Le niveau d'éducation des ruraux est moins élevé que celui de leurs homologues citadins à la fois pour les pères que pour les fils puisque 53% des pères analphabètes résident en milieu rural contre 38% seulement de ceux ayant un niveau primaire. Les pères diplômés du secondaire quant à eux sont seulement 12% à résider en milieu rural. Du côté des fils nous trouvons à peu près la même configuration : seulement 18% des fils sans niveau scolaire résident en milieu urbain contre respectivement 50%, 71% et 86% pour les diplômés du primaire, secondaire et supérieur. Par ailleurs, le tableau 2 représentant la *table de mobilité scolaire* et montre la distribution des fils selon leur niveau d'éducation et celui de leurs pères. A titre d'exemple, les individus ayant un père « sans éducation » sont 20 à avoir un niveau d'éducation supérieur, 37 un niveau secondaire, 66 niveau collégial, 85 un niveau primaire et 36 sans éducation. La *mobilité relative ascendante* constituée par le pourcentage des individus ayant un niveau d'éducation supérieur à celui de leur père, c'est-à-dire les effectifs se trouvant au-dessus de la diagonale, est de 65%. La *mobilité relative descendante* constituée par le pourcentage des individus ayant un niveau d'éducation inférieur à celui de leur père, c'est-à-dire les effectifs se trouvant au-dessous de la diagonale, constitue 29%. Enfin, les effectifs se trouvant le long de la diagonale constituent l'*immobilité*, soit 6%. Cette distribution des effectifs dans la table de mobilité scolaire montre que les individus ayant un père avec un niveau d'éducation élevé ont plus de chances d'avoir eux-mêmes un niveau d'éducation élevé. Le fait que cette table ne prend pas en considération la *mobilité absolue* constituée par le développement généralisé de l'éducation ne doit pas trop changer ce constat.

Tableau 2 : Mobilité sociale

		Éducation du fils				
		edu=0	edu=1	edu=2	edu=3	edu=4
Éducation du père	edu=0	36	85	66	37	20
	edu=1	3	78	76	45	49
	edu=2	-	16	38	33	24
	edu=3	1	4	12	30	27
	edu=4	-	2	2	4	21

Outre que l'éducation, d'autres facteurs sont susceptibles d'affecter les opportunités d'un individu pour avoir un statut social meilleur. La **figure 1** présentent l'effet du milieu de résidence (graphique A), de l'éducation du père (graphique B) et la branche d'activité¹⁵ (graphique C), du père sur les inégalités d'opportunités pour avoir un salaire meilleur.

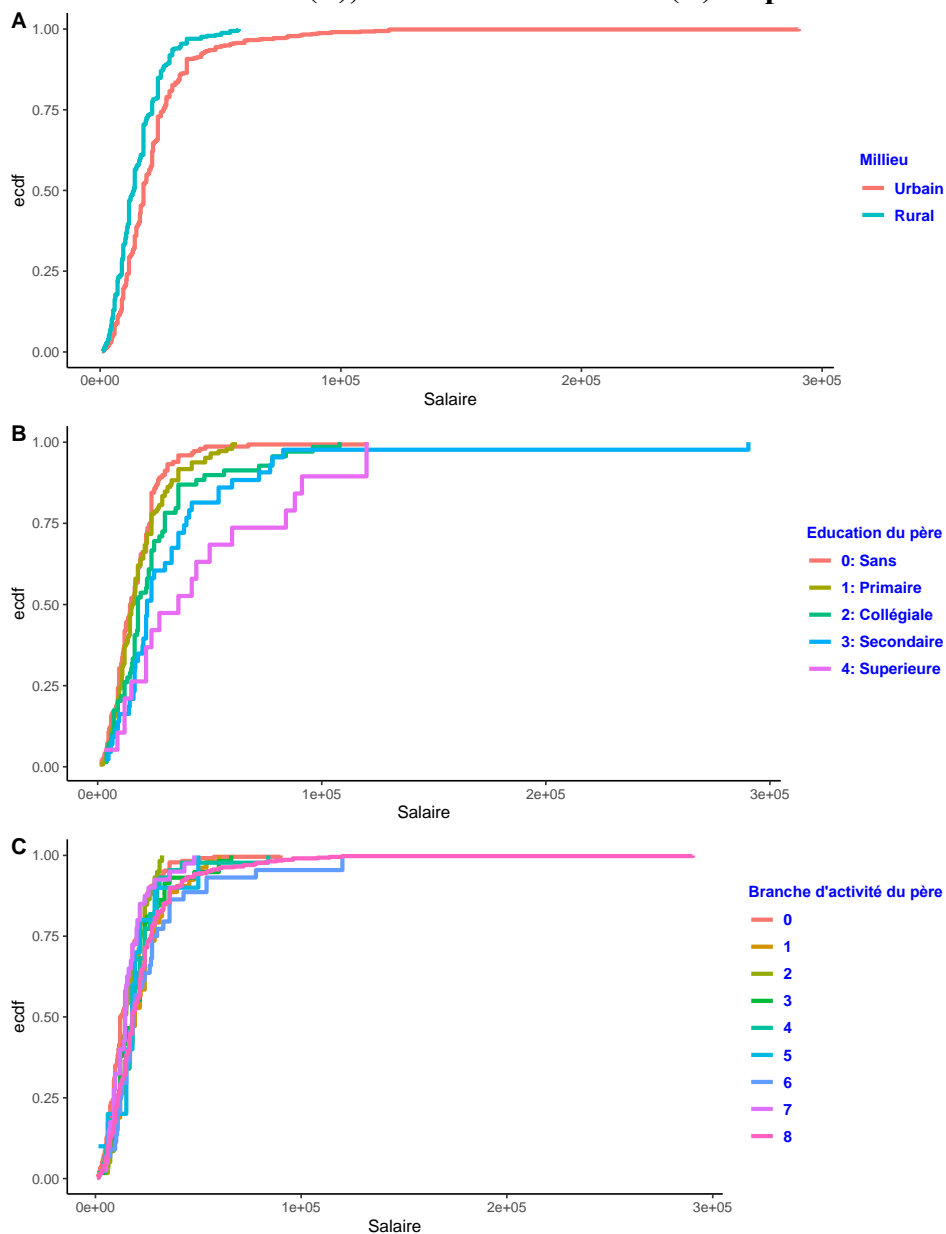
Il s'agit de tracer la *courbe cumulative croissante* du salaire pour chaque catégorie d'individus répartis selon les trois caractéristiques du père citées plus haut. Le sous-graphique A montre que les individus ayant un père résidant en milieu urbain (Sal_u) ont plus de chances d'avoir un salaire meilleur que ceux avec un père résidant en milieu rural (Sal_r). De même, le sous-graphique B montre que les individus ayant un père avec un niveau d'éducation supérieur ont plus de chances d'avoir un salaire meilleur que les autres individus ayant des pères avec d'autres niveaux d'éducation que supérieur. Ceux ayant un père avec un niveau d'éducation secondaire (edu4) ont plus de chances que les ceux ayant des pères avec un niveau collégial (edu3), primaire (edu2) ou sans éducation (edu0). L'effet de l'éducation du père sur le salaire n'est pas clair entre les « *sans éducation* » et « *éducation primaire* ». Enfin, le sous-graphique C montre, *grosso modo*, que les individus ayant un père travaillant dans le commerce et l'administration ont plus de chances d'avoir un salaire meilleur que ceux ayant un père travaillant dans les autres branches d'activité.

Au-delà des problèmes posés par le fait que les courbes cumulatives croissantes du salaire décrites ci-dessus se croisent¹⁶, la distance entre elles permet de juger de l'importance de chaque facteur dans l'aggravation des inégalités d'opportunités. Plus la distance séparant ces courbes est grande, plus le facteur en question est plus pénalisant quant à l'inégalité d'opportunités. Considérées de cette manière, le facteur « *éducation du père* » joue de loin le rôle le plus

¹⁶ Pour venir à bout à ce problème, il faudrait considérer des fourchettes de salaire et analyser les tranches où une courbe est plus à droite ou plus à gauche. Une autre manière de faire est d'exprimer la distance entre les différentes courbes à l'aide d'une formule mathématique. Ces tentatives seront hors de portée de ce papier.

important pour augmenter ou limiter l'égalité des chances des individus pour avoir un salaire meilleur. Pour augmenter l'égalité des chances des générations futures pour un meilleur statut social exprimé ici par le salaire, une action sur l'égalisation des chances d'éducation serait efficace.

Figure 1: Courbes cumulatives des salaires (en Dh) des fils selon le milieu (A), le niveau d'éducation (B), et le secteur d'activité (C) du père

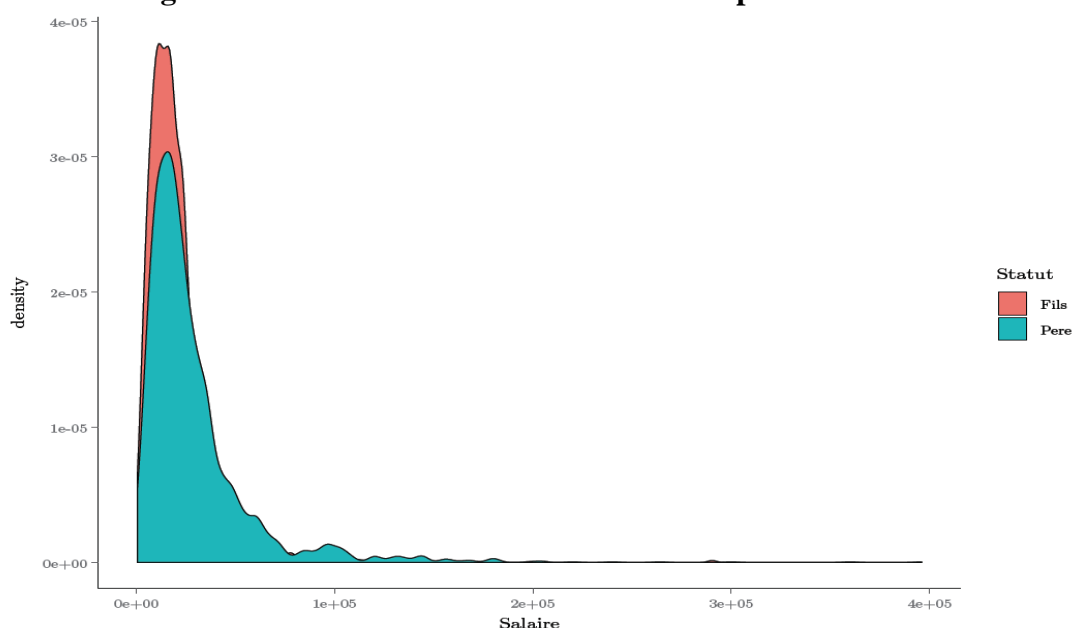


Source : Calcul de l'auteur

Un autre facteur déterminant les chances d'une personne à avoir un statut meilleur que celui de son ascendant, c'est-à-dire sa mobilité relative représentée dans notre cas par le *coefficient d'élasticité* des salaires intergénérationnels, concerne aussi sa génération toute entière. En effet,

comme le montre **l'équation (4)**¹⁷, si les inégalités parmi la génération des fils demeurent les mêmes que celles parmi la génération des pères, le *coefficient d'élasticité* des deux salaires intergénérationnels est égale au *coefficient de corrélation* entre les deux. Par contre, si les inégalités parmi la génération des fils augmentent relativement à celles parmi la génération des pères le coefficient d'élasticité doit augmenter se traduisant une *immobilité* plus importante, autrement dit une *mobilité* moins importante. Si, au contraire, les inégalités parmi la génération des fils baissent relativement à celles parmi la génération des pères, *l'immobilité* doit baisser, c'est-à-dire la *mobilité* doit augmenter.

Figure 2: Courbes de densité de salaires des pères et des fils



Source : calcul de l'auteur à partir de l'ENNVM 2007

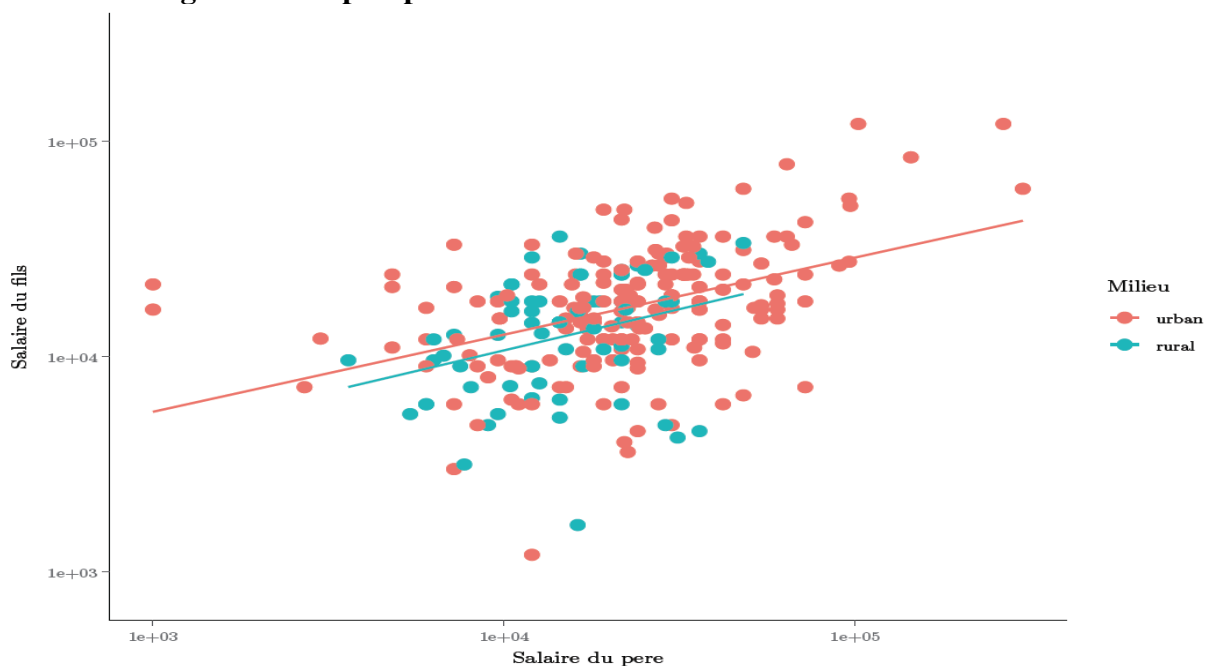
La **figure 2** présente la courbe de distribution des pères (en bleu) et des fils (en orange) selon le logarithme du salaire perçu et suggère qu'en est en présence du second cas. C'est-à-dire les inégalités parmi la génération des fils sont moindres relativement à celles parmi la génération des pères. Il montre en effet que la courbe de distribution des pères selon le logarithme du salaire est clairement plus évasée que celle des fils traduisant une baisse des inégalités entre la génération des fils relativement à celles entre la génération des pères. La hauteur plus élevée de la courbe de densité du logarithme du salaire des fils par rapport à celle des pères montre en effet une plus forte concentration des effectifs des fils autour de la moyenne. Ce fait se traduit par une variance moins élevée pour les fils que pour les pères. Le tableau 1 confirme ses résultats

¹⁷ Voir la section 4 portant sur l'analyse économétrique.

du moment où l'écart-type du logarithme des salaires des pères est de 9.23 alors que son équivalent pour les fils est de 5.50. Selon l'équation (4) mentionnée plus haut et dans l'hypothèse où la corrélation entre les deux salaires intergénérationnels reste constante, ceci devrait se traduire par plus de mobilité pour les individus de la génération des fils.

D'un autre côté, la considération du logarithme du salaire au lieu salaire lui-même est dictée la commodité à l'interprétation. En effet, en adoptant le logarithme des salaires intergénérationnels, le *coefficient de régression* ou l'*élasticité* entre les deux peut être interprété comme le pourcentage de variation du salaire du fils dû à une variation de 1% du salaire du père. Or, avant de procéder à de telles régressions dans la section consacrée à l'analyse économétrique, il est opportun de procéder préalablement à une analyse graphique susceptible de donner une idée, aussi générale soit-elle, sur la force du lien entre les deux salaires intergénérationnels.

Figure 3: Couples père-fils selon le salaire et le milieu de résidence



Source : élaboré par l'auteur à partir de l'ENNVN 2007

Le graphique de la **figure 3** représente le logarithme du salaire des fils (sur les ordonnées) en fonction du logarithme des salaires des pères (sur les abscisses), les deux étant subdivisé en deux groupes : les ruraux représentés par des points verts et les urbains par des points orange. Le graphique remontre un fait relaté plus-haut, c'est-à-dire la baisse des inégalités parmi la génération des fils relativement à celles parmi la génération des pères. Le nuage de points, représentant les logarithmes des salaires des couples père-fils, est beaucoup plus éclaté horizontalement que verticalement montrant une dispersion des salaires plus importantes pour

les pères que pour les fils. Cet écart entre les salaires intergénérationnels est beaucoup plus important dans le cas des urbains que dans le cas des ruraux. La pente des deux droites d'ajustement pour les ruraux et pour les urbains est moyennement forte montrant une élasticité moyenne des deux salaires intergénérationnels pour les deux groupes dont la différence à ce point n'est pas si nette sur le graphique.

4. Estimations et résultats

Dans cette section, nous allons analyser successivement le rôle du salaire parental, puis ce dernier conjugué à celui de l'âge et élevé au carré, à celui du milieu de résidence, à celui de l'éducation et de la branche d'activité sur le salaire du fils.

4.1. L'effet du salaire parental

La *MIG* est communément mesurée dans la littérature soit par l'élasticité du revenu de la génération des fils par rapport à celui de la génération des parents (notée β) ou par le *coefficient de corrélation* entre les deux revenus (notée ρ). D'autre part, dans la plupart de cette même littérature, à la suite de (Becker, 1975), on suppose une relation log-linéaire (équation 1) entre les deux revenus intergénérationnels. Nous empruntons alors la même voie pour dériver l'élasticité β à partir la régression simple suivante :

$$\text{Log } Y_i^C = \alpha + \beta \text{Log } Y_i^P + \epsilon \quad (1)$$

La constante α représente la moyenne logarithmique du revenu de la génération des fils ayant un logarithme du revenu parental nul, Y^C le revenu du fils, Y^P le revenu du parent, i représente une dynastie. Enfin, ϵ est le terme d'erreur. L'élasticité β peut être représentée alors par la relation suivante (équation 2) :

$$\beta = \frac{\text{Cov}(\log Y_i^C, \log Y_i^P)}{\sigma_P^2} \quad (2)$$

σ_P étant l'écart-type du revenu parental. Le coefficient de corrélation des revenus intergénérationnels ρ étant défini par la formule suivante (équation 3) :

$$\rho = \frac{\text{Cov}(\log Y_i^C, \log Y_i^P)}{\sigma_P \cdot \sigma_C} \quad (3)$$

σ_C étant l'écart type du revenu de la génération des fils.

À partir des deux relations (2) et (3), nous déduisons une autre qui permet de mettre en relation les deux instruments de mesure, ce qui nous permettra un certain nombre d'analyses en faisant appel aux inégalités parmi les deux générations, celle des pères σ_P et celles fils σ_C .

$$\rho = \beta \cdot \frac{\sigma_P}{\sigma_C} \quad (4)$$

En effet, l'équation 4 montre que, contrairement à l'*élasticité* qui ne se rapporte pas aux inégalités de revenus à travers les deux générations, le *coefficient de corrélation* ρ tend à décroître ($\rho < \beta$) quand les inégalités de revenu augmentent d'une génération à l'autre. Il tend à croître quand les inégalités baissent de génération en génération ($\rho > \beta$). L'*élasticité* et le *coefficient de corrélation* coïncident lorsque les inégalités restent inchangées à travers les deux générations ($\rho = \beta$). L'*élasticité* de revenu β mesure la partie du revenu du fils déterminée par le revenu du père. Dans ce sens, elle mesure l'*immobilité* et par conséquent, la *mobilité* sera mesurée par son complémentaire $1 - \beta$. La même chose est aussi valable pour le *coefficient de corrélation* ρ .

La **colonne (1)** du **tableau 3** montre les résultats de l'estimation de l'**équation (1)**¹⁸. Il en ressort que le *coefficient d'élasticité* est de **0.42**, c'est-à-dire que **42%** de variation dans le statut social des fils sont expliqués par des variations du statut social des pères¹⁹, soit un *degré de mobilité* de **58%**. Ce degré d'*immobilité* de la société marocaine, malgré de nombreuses limites de notre méthodologie, reste théoriquement acceptable si l'on le compare à celui enregistré dans des pays développés réputés pour leur forte *mobilité* et pour avoir des données portant sur le thème de MIG sur plusieurs générations. En effet, il est de **0.38** aux États unis, de **0.29** en Grande Bretagne et de **0.27** en Allemagne²⁰. Or, ces dernières estimations ont été obtenues à l'aide des données longitudinales portant sur des échantillons d'individus sur plusieurs générations et concernent le revenu global alors que celles de l'ENNVM sont des données instantanées et concernent le revenu salarial seulement en plus du biais de corésidence auparavant cité. Pour toutes ces considérations, ces comparaisons doivent être prises avec précaution même si elles sont concordantes avec les analyses théoriques selon lesquelles les sociétés développées seraient plus *mobiles* que les sociétés en développement.

D'un autre côté, ce *coefficient d'élasticité* ($\beta = 0.42$) est supérieur au *coefficient de corrélation* des salaires intergénérationnels ($\rho = 0.67$) traduit, contrairement aux trois autres pays développés cités ci-dessus, une baisse des inégalités parmi la génération des fils relativement à celles parmi la génération des pères. En l'absence d'études qui seraient dédiés spécialement à analyser cette baisse d'inégalités entre ces deux générations, il est difficile de se prononcer sur les causes derrière elle. Néanmoins, les fourchettes d'âge des deux générations, en l'occurrence 25-55

¹⁸ Cette régression, de même que celles qui suivront, est faite avec l'option robuste qui corrige les écarts-type de l'hétéroscédasticité et l'option svy qui prend en compte le caractère stratifié de l'ENNVM en utilisant des pondérations différentes pour chaque type de ménage.

¹⁹ Le statut social est approché dans notre cas exclusivement par le salaire.

²⁰ Voir (Echcharfi et Benabdelmouna, 2018).

pour les fils et 43-98 pour les pères, et le développement de l'éducation qu'a connu le Maroc attesté par la *table de mobilité scolaire* (**Tableau 2**), l'éducation pourrait avoir joué un rôle important dans la réduction des inégalités, du moins de salaire, parmi la génération des fils.

4.1. L'effet de l'âge

Du moment où le salaire d'une personne augmente avec son âge, la MIG serait sous-estimée dans le cas où la pondération des personnes de bas âge est importante. Pour cette raison, la littérature de la MIG prend dans la plupart des cas l'âge et le carré de l'âge des fils comme variables de contrôle. En ce qui nous concerne, et pour des fins de facilitation de l'interprétation, nous contrôlons aussi pour ces deux variables mais après les avoir centrées autour de la moyenne. Lorsque l'équation (1) est augmentée de l'âge et du carré de l'âge des fils (les deux sont centrées), elle deviendra sous forme de l'équation (5) suivante :

$$\text{Log } Y_i^C = \alpha_{age} + \rho_{age} A_i + \rho_{age-sqrt} A_i^2 + \beta \text{Log } Y_i^P + \epsilon \quad (5)$$

Cette équation exprime le salaire d'un individu fils en logarithme ($\text{Log } Y_i^C$) en fonction de son âge (A_i), du carré de son âge (A_i^2) par les coefficients successivement (ρ_{age}) et ($\rho_{age-sqrt}$), en plus du logarithme de son salaire parental ($\text{Log } Y_i^P$) toujours par le coefficient β . ϵ est le terme d'erreur.

L'estimation de l'équation (5) ci-dessus, lors de cette deuxième séquence de régressions, montre que le coefficient d'élasticité β augmente à **0.43** attestant de l'augmentation de l'immobilité avec la prise en compte du facteur âge. La colonne (2) du tableau 3 montre en effet que les coefficients de régression sont de **0.43**, **0.04** et **0.003** successivement pour le logarithme du salaire parental, de l'âge et du carré de l'âge du fils. Ce résultat peut être interprété de la manière suivante : pour les individus d'âge moyen, **43%** de leur salaire est déterminé par le salaire de leurs pères. Inversement, pour les individus ayant des pères touchant le même salaire, leur propre salaire augmente de **4%** suite à une augmentation de leur âge par une année.

4.2. L'effet de l'éducation

Pour analyser l'effet de l'éducation sur le revenu des fils et sur le coefficient d'élasticité β , nous considérons deux effets du statut social du père, exprimé par son salaire sans notre cas. D'abord, un effet indirect de dernier sur le niveau d'éducation du fils (λ_{Ed}), ensuite un effet direct sur le statut du fils (γ_{Inc}), aussi exprimé par son salaire.

L'équation (6) suivante relate le premier effet :

$$Ed_i^C = \alpha_{Ed} + \lambda_{Ed} \text{Log} Y_i^P + e_{1i} \quad (6)$$

Le niveau de l'éducation d'un fils issu d'un ménage i (Ed_i^C)²¹ est fonction du logarithme du salaire de son père et augmente de λ_{Ed} lorsque ce dernier augmente d'une unité. Le niveau d'éducation d'un individu dont le logarithme du salaire parental est nul est (α_{Ed}). (e_{1i}) est le terme d'erreur. D'autre part, le salaire du fils est déterminé cette fois, en plus de son âge, du carré de son âge et de son salaire parental, par son niveau d'éducation déterminé à son tour par l'effet indirect du salaire parental sur son niveau d'éducation. L'équation (7) exprime ces considérations.

$$\text{Log} Y_i^C = \omega_1 + \rho_{age} A_i + \rho_{age-sqrt} A_i^2 + \rho_{Ed} Ed_i^C + \gamma_{Inc} \text{Log} Y_i^P + v_{1i} \quad (7)$$

ρ_{Ed} est le rendement de l'éducation, c'est-à-dire le pourcentage par lequel le salaire du fils augmente lorsqu'il passe d'un niveau d'éducation à l'autre, ω_1 et v_{1i} sont successivement la constante et le terme d'erreur. En combinant les deux équations (6) et (7), on obtient l'équation (8) suivante :

$$\text{Log} Y_i^C = \omega_1 + \rho_{age} A_i + \rho_{age-sqrt} A_i^2 + \rho_{Ed} \alpha_{Ed} + (\rho_{Ed} \lambda_{Ed} + \gamma_{Inc}) \text{Log} Y_i^P + \rho_{Ed} e_{1i} + v_{1i} \quad (8)$$

En égalisant terme à terme cette dernière équation avec l'équation (5), nous obtenons l'équation (9) suivante :

$$\beta = \rho_{Ed} \lambda_{Ed} + \gamma_{Inc} \quad (9)$$

Celle-ci montre que le nouveau coefficient d'élasticité β comporte l'élasticité des deux salaires intergénérationnels (γ_{Inc}) mais aussi l'effet indirect du salaire du père sur la mobilité constituée par l'effet de ce dernier sur le niveau d'éducation du fils λ_{Ed} multiplié par le rendement de l'éducation (ρ_{Ed}). Une partie de l'effet du rendement de l'éducation est récupérée dans le terme d'erreur ($\rho_{Ed} e_{1i}$).

Les résultats de l'estimation de l'équation (9), lors de cette troisième séquence de régressions sont affichés dans la colonne (3) du tableau (3). Ces résultats montrent en effet que le coefficient d'élasticité des salaires intergénérationnels est de **0.36** au lieu de **0.43** enregistrés lors de la précédente séquence, c'est-à-dire une baisse de l'immobilité de 7 points de pourcentage. Cette différence est expliquée par l'effet indirect de l'éducation qui est la résultante de l'effet du salaire parental sur le niveau d'éducation du fils mais aussi du rendement

²¹ La variable éducation est prise comme variable catégorielle ordonnée. L'augmentation de cette variable d'une unité veut donc dire le passage d'un niveau d'éducation au niveau suivant.

de l'éducation. En présence de chômage des diplômés, nous pouvons s'attendre à un amenuisement du rôle de l'éducation dans la MIG, et ce pour un même taux de scolarisation. Contrairement, dans la situation où le développement économique accroît la demande pour la main d'œuvre qualifiée, cet effet sera plus important et l'éducation pourrait jouer un rôle de premier plan dans l'égalité des chances. Par ailleurs, cette séquence de régressions montre qu'à un âge moyen, l'éducation permet aux fils ayant le même salaire parental d'augmenter leur salaire de **14%** lorsqu'ils passent d'un niveau d'éducation au suivant²².

La quatrième séquence de régression prend en compte le milieu de résidence. Les résultats affichés dans la **colonne (4)** du **tableau (3)** montrent simplement que, toutes choses étant égales par ailleurs, le fait de résider dans le milieu rural contribue à la baisse du salaire des fils de **11%** par rapport au cas de résider dans le milieu urbain. Ceci concorde parfaitement avec les statistiques descriptives relatives sur le **graphique (A)** de la **figure 1**. Du reste, ce facteur de « milieu de résidence » ne permet de relâcher le lien parental entre les individus des deux générations qu'à concours de **1%** puisque le coefficient d'élasticité passe **0.36** à **0.35**.

4.3. L'effet de la branche d'activité

De même que pour le niveau d'éducation, le secteur d'activité d'une personne peut être affecté par le statut social de son père. Ce fait est attesté par les statistiques de l'ENNVN qui témoignent d'une forte *immobilité* intergénérationnelle en ce qui concerne les branches d'activité relatée par une table de mobilité intra et interbranches identique à celle affichée dans le **tableau (2)** concernant la mobilité scolaire²³. L'**équation (10)** suivante exprime cette relation entre le secteur d'activité du fils (OCC_i^C) et le statut social de son père exprimé par le logarithme du salaire de ce dernier ($LogY_i^P$). (α_{OCC}) et (e_{2i}) étant successivement la constante et le terme d'erreur.

$$OCC_i^C = \alpha_{OCC} + \lambda_{OCC} LogY_i^P + e_{2i} \quad (10)$$

De la même manière qu'on a procédé pour l'éducation, le statut social du père influence la branche d'activité du fils comme nous venons de le décrire, et cette dernière influence à son tour le statut du fils. L'**équation (11)** suivante élargit les facteurs déterminant le salaire des fils pour prendre en compte l'effet de la « branche d'activité » des fils. Ainsi, le logarithme du

²² Il aurait pu être préférable de considérer l'éducation comme variable catégorielle non ordonnée et voir l'effet de chaque niveau d'éducation sur le revenu des fils et la mobilité intergénérationnelle, mais ceci reste au-delà de ce papier.

²³ Pour des raisons de la recherche de brièveté, nous n'afficherons pas ici les résultats. Mais ces derniers sont disponibles sous requête pour tout lecteur intéressé.

le salaire d'un individu fils ($LogY_i^C$) sera déterminé, en plus de son âge, du carré de son âge, de son niveau d'éducation et du statut de son père, par la branche d'activité où l'individu opère (Occ_i^C) par le coefficient (γ_{Occ}). Ce dernier est le supplément de salaire que permet d'avoir le fait de travailler dans une branche donnée par rapport au salaire touché dans la branche choisie pour base, en l'occurrence l'agriculture et (ω_2) et (v_{2i}) sont successivement la constante et le terme d'erreur.

$$LogY_i^C = \omega_2 + \rho_{age}A_i + \rho_{age-sqrt}A_i^2 + \rho_{Ed}\alpha_{Ed} + \gamma_{Ed}Ed_i^C + \gamma_{Occ}Occ_i^C + \gamma_{Inc}logY_i^P + v_{2i} \quad (11)$$

Tableau 3: Tableau des résultats des régressions

	Dependent Variable : Log salaire				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
log salaire du père	0.42*** (0.03)	0.43*** (0.03)	0.36*** (0.02)	0.35*** (0.02)	0.31*** (0.02)
Age(écart à la moyenne)		0.04*** (0.002)	0.05*** (0.002)	0.05*** (0.002)	0.05*** (0.003)
Age (écart à la moyenne) au carré		0.003*** (0.0005)	0.004*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.0005)
Niveau d'éducation			0.14*** (0.01)	0.13*** (0.01)	0.12*** (0.01)
Milieu				-0.11*** (0.03)	-0.03 (0.03)
Branche d'activité					0.20*** (0.05)
Sect_s3					0.15*** (0.03)
Sect_s4					0.12*** (0.05)
Sect_s5					0.21*** (0.04)
Sect_s6					0.62*** (0.04)
Sect_s7					0.36*** (0.07)
Sect_s8					0.27*** (0.04)
Constant	5.53*** (0.27)	5.46*** (0.29)	5.88*** (0.24)	6.05*** (0.23)	6.21*** (0.24)
Observations	258	258	232	232	232
Log Likelihood	-243.08	-237.44	-208.64	-207.94	-202.40
Akaike Inf. Crit.	490.17	482.89	427.28	427.87	430.80

En remplaçant (Occ_i^C) par son expression dans l'équation (10), en réarrangeant puis en comparant terme à terme avec l'équation (8), nous obtenons l'équation (12) suivante :

$$\beta = \lambda_{Ed}\gamma_{Ed} + \lambda_{Occ}\gamma_{Occ} + \gamma_{Inc} \quad (12)$$

Cette dernière équation montre que le nouveau *coefficient d'élasticité* des deux salaires intergénérationnels (γ_{Inc}) est diminué par rapport à l'initial (β) non seulement par l'*effet indirect* de l'éducation ($\lambda_{Ed}\gamma_{Ed}$) mais aussi par celui de la « branche d'activité » où opère le fils ($\lambda_{Occ}\gamma_{Occ}$). Ce dernier est le produit de l'effet du statut du père sur la branche d'activité du fils λ_{Occ} et le supplément de salaire que permet d'avoir une branche par rapport au salaire de la branche agricole (γ_{Occ}).

Les résultats de l'estimation de l'**équation (11)**, obtenus lors de la cinquième séquence de régressions, sont affichés dans la **colonne (5)** du **tableau (3)**. Ils montrent qu'en prenant compte du facteur « branche d'activité » en plus des facteurs précédents le *coefficient d'élasticité* des deux salaires intergénérationnels baisse de **0.35** à **0.31** attestant d'une baisse l'immobilité de **4** points de pourcentage sous l'effet de ce nouveau facteur de *mobilité*. Ce résultat est attesté par les *courbes cumulatives de salaires* des fils dans les graphiques **(B)** et **(C)** de la **figure 1** qui montrent que ces dernières sont beaucoup « espacées » dans le cas où les fils sont regroupés par niveau d'éducation que dans le cas où ils sont regroupés par « branche d'activité ». Par ailleurs, pour les individus d'âge moyen et dont le salaire du père est identique, la « branche d'activité » contribue à concours de **20%** dans la détermination du salaire du fils. Par ailleurs, ces résultats montrent aussi que le fait d'opérer dans « l'industrie » (**Sect_s4**), les « mines et énergie » (**Sect_s3**), les « bâtiments et travaux publics » (**Sect_s5**), les « services sociaux » (**Sect_s8**), « l'administration » (**Sect_s7**) et le « commerce » (**Sect_s6**) permet aux fils d'augmenter leur salaire successivement de **12%**, **15%**, **21%**, **27%**, **36%** et **62%** relativement au fait d'opérer dans « l'agriculture, forêt et pêche ».

Conclusion

Dans cet article, nous avons analysé le rôle de l'éducation, entre autres facteurs, dans la formation du salaire d'un individu, la réduction des inégalités de revenus et d'opportunité et la promotion de la MIG, c'est-à-dire la mesure dans laquelle ces facteurs contribuent au relâchement du lien parental existant entre le statut d'un individu et celui de son père. Les statistiques descriptives issues de l'ENNVM de 2007 montrent que l'éducation est de loin le facteur le plus pénalisant au regard des inégalités d'opportunité comparativement à la « branche d'activité » ou le « milieu de résidence ». Ces résultats sont confortés par notre analyse économétrique en ce qui concerne la MIG du moment où l'éducation permet, mieux que les deux autres, de relâcher le lien existant entre le statut social d'un individu et celui de son ascendant. Ceci peut contribuer à la réduction des inégalités entre les générations et au sein

d'une même génération du moment où la régression vers la moyenne impliquée par une forte mobilité permettra aux individus issus des milieux défavorisés d'améliorer leur statut relativement à leurs ascendants grâce à leurs efforts d'instruction et d'accumulation du capital humain. Réciproquement, les personnes issues des catégories sociales favorisées et qui sont moins enclins à déployer des efforts verront leur statut se dégrader relativement à celui de leurs ascendants et se régresseront vers la moyenne. De cette manière, les valeurs d'équité, de l'incitation à l'effort et du mérite seront *in fine* promues et la société dans son ensemble sera efficiente et plus cohérente.

Les pouvoirs publics possèdent un instrument efficace pour favoriser cet *effet direct* de l'éducation sur le statut social d'une personne et sur la MIG. En effet, l'augmentation des dépenses publiques d'éducation est susceptible d'aider les familles nécessiteuses pour supporter une partie des charges d'éducation de leur progéniture pour pouvoir accumuler le maximum du capital humain possible. Des efforts pour améliorer la qualité de l'éducation iront aussi dans le même sens surtout lorsqu'on sait que la classification du Maroc à ce niveau laisse à désirer²⁴ et que cette faible qualité de l'éducation provoque le développement de l'enseignement privé, inégalitaire par défaut. Or, les dépenses publiques d'éducation et la qualité de celle-ci restent à elles seules insuffisantes pour réduire les inégalités et favoriser la MIG, sinon elles peuvent accentuer les premières et réduire la seconde du moment où de larges franges de la société marocaine éprouvent encore des difficultés d'accès à l'éducation surtout pour ses niveaux supérieurs. Il en va de populations rurales handicapées par l'éloignement et d'autres facteurs pénalisant comme la culture et les populations urbaines pauvres pour qui la subvention étatique d'éducation ne parvient pas à remplacer le coût d'opportunité de l'éducation constitué par le travail des enfants. Il s'en suit qu'un ciblage des populations vulnérables contribuera plus efficacement à réduire les inégalités et promouvoir la MIG.

Même dans le cas où l'éducation connaît un développement considérable et égalitaire, sans une politique structurelle favorisant l'essor des secteurs modernes demandeurs de la main d'œuvre qualifiée, la multiplication des effectifs avec des niveaux d'éducation de plus en plus élevés ne saurait se traduire que par le chômage des diplômés. L'effet indirect de l'éducation sur le statut social et la MIG mis en avant par notre analyse économétrique montre en effet qu'il n'est pas seulement fonction des dépenses consacrées à l'éducation, mais aussi du rendement de

²⁴ Voir par exemple la classification TIMMS et PISA.

l'éducation. Le développement des secteurs modernes à forte valeur ajoutée est par conséquent susceptible d'augmenter un tel rendement, de réduire le chômage des diplômés et par conséquent de réduire les inégalités et favoriser la MIG et les égalités de chance. L'éducation est en effet liée à tous les autres aspects de la politique gouvernementale.

Bibliographie

- Aghion, P., & Howitt, P. (1998). Endogenous growth theory. In B. Brant-Collet (Ed.), *MIT*.
- Assaad, R., Krafft, C., Roemer, J., & Salehi-Isfahani, D. (2018). Inequality of Opportunity in Wages and Consumption in Egypt. *Review of Income and Wealth*.
- Assaad, R., & Saleh, M. (2018). Does Improved Local Supply of Schooling Enhance Intergenerational Mobility in Education? Evidence from Jordan. *World Bank Economic Review*, 32(3), 633–655.
- Becker, G. S. (1975). Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education, Second Edition. In *Human capital: A theoretical and empirical Analysis*.
- Becker, G. S., Kominers, S. D., Murphy, K. M., & Spenkuch, J. L. (2018). A theory of intergenerational mobility. *Journal of Political Economy*.
- Ferreira, F., & Gignoux, J. (2011). the measurement of inequality of opportunity: theory and an application to Latin America. *Review of Income and Wealth*, 57(4), 622–657.
- Lanchovichina, E., Mottaghi, L., & Devarajan, S. (2015). Middle East and North Africa Economic Monitor October 2015: Inequality, Uprisings, and Conflict in the Arab World. In *Inequality, Uprisings, and Conflict in the Arab World*.
- Neidhöfer, G., Serrano, J., & Gasparini, L. (2018). Educational inequality and intergenerational mobility in Latin America: A new database. *Journal of Development Economics*, 134, 329–349.
- Solon, G. (1992). Intergenerational Income Mobility in the United States. *The American Economic Review*, 82(3), 393–408.