

Les inégalités d'accès au marché du travail au Cameroun : Le rôle de l'école

Mbenga Bindop Kunz Modeste*

Université de Yaoundé II. Cameroun

Résumé :

Cette étude se propose d'analyser le rôle de l'école dans la transmission intergénérationnelle des statuts socioéconomique au Cameroun, ainsi que la dynamique de cette forme d'inégalité. A partir de l'évolution contextuelle du pays, nous formulons un ensemble d'hypothèses que nous testons avec des modèles d'équations structurelles et des modèles log linéaires appliqués aux enquêtes EESI 1 et 2 réalisées en 2005 et 2010. De manière générale, il en ressort que l'école contribue à réduire l'influence des parents dans l'accès aux segments du marché du travail bien que, entre 2005 et 2010 l'école a régressé dans cette lutte contre les inégalités. Dans les secteurs les plus sollicités, l'école peine à lutter contre les inégalités car l'influence des parents augmente avec le niveau d'éducation et ceci de manière croissante entre 2005 et 2010. Elaborer des politiques qui réduisent l'influence croissante des parents dans les secteurs les plus concurrentiels s'avère nécessaire.

Mots clés : Inégalités, transmission intergénérationnelle, marché du travail, Education

Introduction

La mobilité intergénérationnelle fait référence à l'association de statut socioéconomique entre deux générations (Solon, 2017). Encore appelée transmission intergénérationnelle, elle représente l'impact de la position des parents sur celle de leurs enfants, de sorte que plus cet impact est élevé plus la mobilité est faible (Hellier, 2016). Face au constat paradoxal selon lequel malgré la baisse des inégalités scolaires, l'héritage social ne cesse de croître, une

* kunzbindop@gmail.com. Tel: +237 696524042.

L'auteur tient à exprimer sa gratitude au Consortium pour la Recherche Economique en Afrique (CREA) pour son soutien technique et financier. Les opinions et erreurs exprimées dans ce travail n'engagent que son auteur.

attention s'est forgée sur la question du véritable rôle joué par l'école dans l'association de statut entre parents et enfants sur le marché du travail. Deux principaux courants s'opposent sur cette question, notamment la théorie libérale ou fonctionnaliste et la théorie conflictuelle.

Selon la théorie libérale, l'école offre les possibilités d'acquérir des compétences techniques et sociales que les individus échangeront sur le marché du travail en contrepartie des récompenses inégales mais néanmoins justes (Jeffrey, 1981). De plus, la dynamique de cette influence de l'école conduit à réduire des inégalités au fil du temps. Cette vision dynamique de la théorie libérale peut se résumer de la manière suivante : L'association entre le statut socioéconomique des parents noté (O) et le niveau d'éducation des enfants noté (E) s'affaiblit avec le temps grâce à l'expansion de l'offre d'éducation. Par contre, l'association entre le niveau d'éducation d'un individu (E) et sa destination sur le marché du travail (D) augmente avec le temps à cause de l'exigence des capacités acquises dans le système éducatif tenu pour critère primordial de sélection sur le marché du travail. Tout ceci conduit à une fluidité croissante constatée par le fait que l'association entre le statut socioéconomique des parents et celui de leurs enfants (OD) s'affaiblit. En somme, acquérir un statut socioéconomique devient de plus en plus « méritocratique », au moins dans la mesure où le niveau de scolarité est considéré comme l'indicateur avancé du mérite (Jackson et al, 2005).

A l'opposé de la vision fonctionnelle, les partisans de la théorie conflictuelle considèrent que les inégalités se perpétuent voire augmentent, et sont le résultat d'un défaut systémique fondamental dans lequel, le système scolaire et le marché du travail sont des instruments utilisés pour prétexter l'égalité des chances. Dans ce sens, l'école enseigne le « mythe » de l'égalité des chances. Selon la vision conflictuelle, le triangle d'association de la théorie libérale (O-E-D) ne fonctionne ni dans ses relations de causalités, ni dans l'évolution au fil du temps de ces relations. Ce débat a contribué à alimenter l'analyse de la triple relation Statut socioéconomique du parent (O), Education (E) et statut socioéconomique de l'enfant (D), permettant ainsi d'explorer les mécanismes de transmission de statut socioéconomique.

Comme dans la plupart des pays dans le monde, le Cameroun a connu une expansion de l'accès à l'école dans toutes les couches de sa population. L'atteinte des résultats escomptés en termes de réduction des inégalités de chances sur le marché du travail n'est pas toujours une évidence. Certes, le stock de capital humain qui provient de l'école est d'une importance majeure dans le positionnement sur le marché du travail (Becker, 1964). Cependant, outre le capital humain formel acquis à l'école, le statut socio-économique des parents peut également affecter de

manière considérable le statut acquis sur le marché du travail, ceci aussi bien directement qu'indirectement à travers de capital humain acquis (Becker et Tomes, 1979, 1986)². La complexité des interventions qui résulte de cette réalité nous motive à analyser la transmission intergénérationnelle de statut socio-économique sur le marché du travail et le rôle de l'école dans ce phénomène. De manière spécifique il est question dans un premier temps d'analyser l'influence du statut socioéconomique des parents sur l'accès aux segments du marché du travail, et ensuite questionner au fil du temps le rôle de l'école dans cette transmission intergénérationnelle de statut.

A notre connaissance, il n'existe pas au Cameroun d'études qui évaluent de manière systématique les interactions possibles entre l'école et le statut socio-économique des parents dans le positionnement sur le marché du travail de leur descendance. L'intérêt de comprendre ces interactions est de permettre aux politiques de mieux orienter leurs actions qui visent à réduire les inégalités liées à une très grande influence du statut des parents. Ceci d'autant que cette forme d'inégalité en plus d'entacher le caractère méritocratique de la position acquise, contribue à remettre en doute le caractère salvateur de l'école dans la lutte contre les inégalités rencontrées sur le marché du travail.

Outre le fait d'enrichir la littérature basée sur la zone d'étude, une contribution de ce papier repose sur le fait qu'en plus des modèles log linéaires qui déterminent les associations entre le statut des parents, le niveau d'éducation et la position acquise des descendants, nous décomposons à partir des modèles de pistes causales ce qui relève d'une influence directe des parents dans le positionnement de leur descendance et ce qui relève d'une influence indirecte qui transite par le niveau d'éducation atteint. Bien que Pasquier (2010) tente de décomposer ces effets à partir des modèles probit, son approche économétrique souffre d'un biais de comparabilité lié au fait dans le cadre des modèles non linéaires, le coefficient estimé d'une variable d'intérêt avec celui de la forme réduite privée des variables médiatrices de son effet n'est pas aussi simple. Les coefficients des deux modèles ne sont pas comparables dans un logit ou probit à cause du rééchelonnement du modèle induit par une propriété des modèles de

² La théorie des inégalités et de la mobilité intergénérationnelle de ces auteurs développe des modèles de transmission intergénérationnelle tels que le statut social des parents influence celui de leurs enfants de manière indirecte à travers l'acquisition de capital humain. Selon eux, dans un environnement de marché de capitaux imparfaits, les familles les plus riches sont les plus aptes à financer de manière optimale l'acquisition de capital humain de leurs enfants et donc de leur garantir une meilleure position sur le marché du travail en termes de revenus. Ceci explique en partie les inégalités retrouvées sur le marché du travail.

régression non linéaires selon laquelle les coefficients et la variance de l'erreur ne sont pas identifiés séparément (Mood, 2010). Nous contournons cette difficulté en utilisant des modèles structurels de type pistes causales mieux adaptés pour cela.

La suite du papier se subdivise en cinq sections ainsi qu'il suit : La première section fait un contour de l'évolution contextuelle du marché du travail et de la politique de formation dans le système éducatif au Cameroun. A partir de ces évolutions contextuelles, nous construisons un ensemble d'hypothèses qui fondent les investigations de cette étude. La seconde section fait une revue de la littérature dans le domaine, la troisième section présente les données ainsi que la méthodologie, la quatrième section présente les résultats et la robustesse et enfin la cinquième section conclut.

2. Contexte

Evolution de la structure du marché du travail : La domination du secteur informel

L'économie camerounaise a connu trois périodes majeures qu'il est important d'évoquer pour comprendre la structure actuelle de son marché du travail. La première période située entre 1965 et 1984, symbolise une période de prospérité favorisée par l'exploitation des matières premières dans un contexte international où les cours de ces matières premières étaient en hausse. A la fin des années 70, lorsque le Cameroun commence à exploiter son pétrole, le taux de croissance est en moyenne de 9 % par an jusqu'en 1985 (Njike et al 2005). Dans cet environnement de prospérité, un vaste programme de développement est entrepris avec la création d'entreprises publiques et parapubliques, et la mise en œuvre de grands chantiers qui ont permis de générer beaucoup d'emplois dans le secteur public.

A la seconde période comprise entre 1985 et 1993, la chute des cours des principales matières d'exportation sur lesquels reposait l'économie a confronté cette dernière à une crise qui contribua à réduire aussi bien la production que les investissements publics. En baissant ses investissements, l'Etat qui autrefois était le principal employeur de l'économie a conduit une importante partie de la population active dans une situation sans emploi. Le Programme d'Ajustement Autonome adopté en 1987 n'a pas permis d'éviter l'intervention des institutions de Brettons Wood venu stabiliser la situation sous le label de Programmes d'Ajustement Structurel (PAS). Parmi les réformes entreprises par les PAS, on peut citer : une réduction des

salaires qui s'est poursuivie jusqu'en 1993; la privatisation des entreprises nationales³ ; un licenciement entre 1989 et 1997 de près de 60.000 fonctionnaires; et un gel de recrutement dans la fonction publique. Toutes ces mesures ont contribué à réduire l'emploi dans le secteur formel plus précisément dans le secteur public et fit du secteur informel la porte de sortie vers laquelle s'est orienté la plupart des laissés pour compte des PAS.

La période d'après crise qui débute par la dévaluation du FCFA en janvier 1994 est marquée par une reprise et un rééquilibrage progressif des comptes⁴. Malgré la reprise qui s'en est suivie, la composition de la structure du marché du travail d'avant la crise des années 85 n'a pas été retrouvée car, les réformes structurelles entreprises destinées à impulser le développement de l'emploi n'ont pas réussi à satisfaire l'offre de travail excédante cumulée dès la période de crise. Le secteur privé formel est resté incapable de remplacer l'Etat dans son rôle de principal pourvoyeur d'emplois décentes sur le territoire national. Le secteur informel et ses emplois précaires s'est ainsi développé comme seul véritable secteur hôte de l'offre de travail abondante sur le marché du travail. Les rapports des enquêtes ECAM 1 et 2 menées respectivement en 1996 et 2001 présentaient le secteur informel comme pourvoyeur de 85% des actifs occupés. Malgré la restructuration et l'élargissement des objectifs des institutions étatiques en charge de l'emploi, cette domination de l'informel n'a fait que s'aggraver (90,5% des actifs occupés y sont en 2010 selon EESI 2)⁵.

Malgré toutes les mesures prises, le rapport de la seconde Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel (EESI 2) menée en 2010 par l'INS souligne que le réseau de solidarité familiale constitue le principal moyen de recherche d'un emploi (42,9% des actifs obtiennent l'emploi par ce canal) tandis que 94% des chômeurs ne sont pas inscrit dans une agence de placement ou de recherche d'emploi tel que le Fond National de l'Emploi (FNE), et plus encore 57% ignorent même l'existence de pareilles structures. Ce même rapport révèle que le secteur

³ Les structures telles que la Socapalm, Camruco, Camrail, Hévécam et la Sonel (Electricité) ont été privatisées.

⁴ Le Cameroun a tout de même connu des difficultés dans le remboursement des services de la dette extérieure qui l'ont conduit à négocier pour Juillet 1997 à Juin 2000 une Facilité d'Ajustement Structurelle Renforcée (FASR) avec le FMI et une autre Facilité pour la Réduction de la Pauvreté et la Croissance (FRPC) allant d'Octobre 2000 à Septembre 2003.

⁵ Le Fond National de l'Emploi (FNE) créé au début des années 90 et dont la mission de départ était d'aider les défilés de la fonction publique à s'insérer dans le secteur privé formel est devenu le principal organe public de promotion de l'emploi et a vu sa mission s'étendre à l'orientation, le conseil et l'insertion des jeunes chercheurs d'emploi à travers des formations formelles ou sur le tas (Njike et al, 2005).

informel a vu son pouvoir croître au point d'employer 90,5% des actifs occupés du marché du travail camerounais.

Une telle configuration selon laquelle seule 9,5% des actifs concerne les entreprises publiques et privées modernes traduit à suffisance le déséquilibre du marché du travail et la réalité de l'absence de barrières à l'entrée du secteur informel contrairement au privé formel et au public où les mailles du filet se sont resserrées de plus en plus avec le temps. En effet, dans les années 70, faire des études garantissait l'opportunité de trouver un travail décent dans la fonction publique, ce qui n'est plus le cas aujourd'hui où le nombre de diplômés croît de manière importante avec un taux de chômage beaucoup plus important chez les diplômés comparés aux non diplômés. Outre l'inflation des diplômés comme explication de cette situation il est important de souligner que l'école n'a pas joué pleinement son rôle pour enrayer l'expansion progressive de l'informalité et ses emplois précaires.

Un système éducatif qui peine à s'adapter aux réalités du marché du travail

Le système éducatif camerounais hérité de son passé colonial était beaucoup plus conçu à la base pour préparer les personnes instruites à travailler à la fonction publique. Si l'Etat pouvait se permettre de supporter une pareille politique jusqu'en 1984, la crise de 85 caractérisée par les licenciements et le gel des recrutements dans la fonction publique a démontré l'urgence de reformer et d'adapter le contenu de la formation scolaire aux nouvelles contraintes économiques du pays. Conscient de la nécessité de reformer son système éducatif, le gouvernement a tenu les états généraux de 1996 et définit la loi d'orientation de l'éducation en 1998. Ces deux éléments ont incontestablement fondé l'ensemble des décisions opérationnelles qui ont défini le champ d'intervention de la formation professionnelle au Cameroun. Malgré les réformes en matière de promotion des savoirs et des savoir-faire entreprises dans le Plan d'Action National de l'EPT (PAN-EPT), et les réformes de la qualité et la pertinence des formations contenues dans le DSSEF⁶, l'acquisition des compétences techniques et professionnelles reste insuffisante.

Le système éducatif ne forme en réalité que 38% de professionnels qualifiés (MINEFOP, 2008)⁷. La place des cursus professionnalisant dans le système éducatif camerounais démontre

⁶ Document de Stratégie du Secteur de l'Education et de la Formation. Ce document est une révision du Document de Stratégie Globale de 2006.

⁷ Walther (2009) situe ce taux à 10% en estimant à travers une étude de l'Agence Française de Développement (ADF) que les 28% qui concerne les jeunes sortis du supérieur que le document de stratégie de formation professionnel du MINEPROF recommande d'ajouter sont surestimés.

à suffisances la sous satisfaction des besoins réels du marché du travail camerounais par le système éducatif. On note par exemple en ce qui concerne le Ministère de l'Enseignement Secondaire (MINESEC) que, des 50% du budget de l'éducation attribué à l'enseignement secondaire, seul 3% sont consacrés à la formation professionnelle, ce qui explique pourquoi la répartition des effectifs par type d'enseignement est largement en faveur de l'enseignement secondaire général comparé à l'enseignement secondaire technique et professionnel. En effet, 74% des effectifs du secondaire sont orientés dans le secondaire général contre 35,70% dans le secondaire technique qui peut pourtant mieux faciliter l'insertion professionnelle des jeunes au monde du travail.

Au supérieur, l'engagement du Ministère de l'Enseignement Supérieur (MINESUP) à reformer et adapter les programmes des cycles de Brevets de Techniciens Supérieurs (BTS) et de High National Diploma (HND) est à saluer. De même que son dévouement à favoriser l'accroissement de l'offre de formations professionnelles universitaires via l'ouverture des cycles de Licence et Master professionnels y compris dans les universités d'Etat. Cependant, la plupart des institutions en charge de ces formations restent très souvent incapables de garantir un stage professionnel à leurs étudiants. Malgré les difficultés que rencontrent le MINESEC et le MINSUP pour faciliter l'insertion sur le marché du travail des personnes qu'ils encadrent, ces derniers reçoivent tout de même le soutien de plusieurs institutions ministérielles.

En effet, suite aux conclusions et recommandations des états généraux de l'emploi tenu en novembre 2005⁸, le MINEPROF a mis en place en 2008 une « stratégie de la formation professionnelle » qui constitue une vaste réforme en réponse au déséquilibre structurel qui existe entre la structure des emplois et le profil des jeunes arrivant sur le marché du travail (Walther, 2009). L'absence de passerelles présente entre les 19 départements ministériels qui développent d'autres formations ne facilite pas l'efficacité de la politique de formation professionnelle au Cameroun. Le MINEPROF affirme à ce sujet que : « *Le dispositif de formation professionnelle est écartelé entre plusieurs sous-dispositifs qui ne poursuivent ni les mêmes finalités ni les mêmes stratégies de mise en œuvre. Il s'ensuit une certaine cacophonie qui ne facilite ni l'orientation des jeunes, ni la normalisation de la formation, ni la standardisation des diplômes et/ou attestations, ni le passage d'un sous-dispositif à un autre* »

⁸ Les conclusions et recommandations qui ressortent des états généraux de l'emploi sont qu'il existe une faible intégration des formations technologiques et professionnelles dans le système éducatif et aussi il est nécessaire pour le gouvernement d'investir davantage pour renforcer les ressources et moyens de formation des jeunes pour faciliter leur insertion au marché du travail.

(MINEPROF, 2008). C'est dire que même le soutien venant des autres institutions peine à pallier les défaillances du système éducatif camerounais dans l'aide à l'insertion des impétrants sur le marché du travail.

Dans cet état de chose ou l'offre d'éducation peine à distribuer des compétences professionnelles directement valorisable sur le marché du travail, les diplômes obtenus prennent un caractère de signal plus proche de la théorie du signal de Spence (1973)⁹. Combiné à la structure segmentée du marché du travail camerounais marqué par la suprématie toujours plus importante du secteur informel dominé par des emplois précaires, l'entrée ou plus précisément l'accès aux secteurs privilégiés du marché du travail devient complexe et nécessite l'entrée en jeu de facteurs additionnels à celui de l'éducation. De ce constat nous construisons un ensemble d'hypothèses sur lesquels nous cheminerons à la suite de ce papier.

2.1. Hypothèses

Nous construisons un ensemble d'hypothèses sur la base du contexte camerounais ci-évoquée ainsi que sur le modèle de Goux et Maurin (1997). Supposons une génération de N individus en compétition pour accéder au marché du travail stratifié en trois secteurs (public, privé formel et informel). Dans chaque secteur se trouve un nombre considérable de positions disponibles et quelques fois similaires entre les secteurs. Cette structure sectorielle du marché du travail échappe au contrôle des individus qui ne peuvent la modifier par leur comportement. Chaque individu a besoin de deux ressources pour postuler aux secteurs du marché du travail, à savoir : Une ressource éducative notée e_n et une ressource familiale notée f_n . La somme de ces deux ressources constitue le capital total $g_n = e_n + f_n$ avec lequel chaque individu postule pour se positionner sur le marché du travail. Ceci dit, nous postulons aux propositions suivantes :

p_1 : L'école et la famille sont des actifs homogènes qui peuvent être combinés pour atteindre un meilleur statut social sur le marché du travail.

p_2 : Les meilleures positions sociales en termes d'accès aux secteurs privilégiés sont acquises par les individus qui y postulent avec le meilleur capital g_n .

⁹ Selon cette théorie, le système éducatif ne permet pas aux individus d'acquérir des capacités productives additionnelles, mais plutôt un diplôme qui sert tout simplement de signal auprès des employeurs concernant les aptitudes de ceux qui le détiennent.

Compte tenu de la structure du capital total g_n , la proposition 2 suppose qu'un individu qui n'a pas un bon niveau de ressources éducatives peut accéder à une bonne position sociale grâce à ses ressources familiales à même de combler son déficit en ressources éducationnelles.

p_3 : Parmi les ressources familiales, on suppose que certaines ne peuvent être utilisées en tout point de l'espace social. Autrement dit, il existe des ressources familiales spécifiques qui ne peuvent être utilisées que dans l'espace social d'origine ou dans un espace similaire.

La proposition 3 évoquée ci-dessus implique la proposition d'hétérogénéité (ou spécificité) des rapports coûts-bénéfices qui stipule que :

p_4 : La mobilité sociale comporte des coûts et avantages qui diffèrent entre les individus selon leur origine sociale.

Toutefois malgré cette spécificité des rapports coûts-avantages entre les individus nous proposons dans le cadre de ce travail que :

p_5 : L'ordre des positions sociales ou des secteurs institutionnels sur le marché du travail relèvent d'une convention objective des individus. Autrement dit, il existe une convention qui régit le fait que, le secteur S soit toujours préféré au secteur S' .

Toutes ces conditions définies, le processus séquentiel qui mène à l'équilibre est décrit tel que, les individus se constituent d'abord un capital éducationnel à l'école qui leur servira plus tard à se positionner sur le marché du travail. A la seconde étape, les individus choisissent les positions sur le marché du travail de telle sorte que les plus dotés en ressources choisissent entre la meilleure position (position 1) et leur position sociale d'origine si celle-ci est inférieure à la meilleure (compte tenu de la proposition 2). Ensuite, l'individu avec le second meilleur niveau de ressource choisit entre sa classe d'origine et la nouvelle meilleure position sociale disponible et ainsi de suite. Toutefois, le nombre de postes disponibles sur le marché du travail étant déterminé indépendamment du nombre de diplômés qui les demande comme décrit plus haut dans le contexte camerounais, ceci crée un déséquilibre entre l'offre et la demande qui engendre l'intervention sur le marché du travail d'un ensemble de processus parmi lesquels ceux non méritocratiques. Cette situation fait intervenir la famille qui devient une institution complémentaire au marché. L'intervention de celle-ci n'est pas indépendante du contexte social mais tout au contraire, elle varie en fonction de la conjoncture et de manière spécifique à

l'environnement auquel doit faire face la descendance. Tout ceci nous conduit à formuler deux ensembles d'hypothèses regroupées ainsi qu'il suit :

- ***Les hypothèses statiques***

h₁ : L'influence de la famille est présente aussi bien à l'école que sur le marché du travail.

Selon cette hypothèse, les mécanismes inégalitaires et non méritocratiques fonctionnent de manière hiérarchique et séquentielle entre l'école et le marché du travail. Autrement dit, le capital familial intervient d'abord à l'école (ce qui engendre les inégalités sociales d'éducation) et ensuite, ce capital intervient sur le marché du travail (ce qui engendre les inégalités d'accès sur le marché du travail). L'existence de ces deux types d'inégalités traduit l'existence d'un effet direct et d'un effet indirect de l'origine familiale sur le processus de positionnement d'un individu sur le marché du travail. La présence de ces deux formes d'inégalités laisse tout de même une incertitude sur le rôle de l'école dans la lutte de l'inégalité d'accès sur le marché du travail, ce qui nous pousse à supposer ce qui s'ensuit.

h₂ : L'école réduit les inégalités d'accès sur le marché du travail (bien qu'elle-même ne soit pas indépendante de l'origine sociale comme cela est supposé dans h₁)

Il découle de cette hypothèse qu'à mesure que le niveau d'éducation augmente, les inégalités d'accès aux compartiments du marché du travail se réduisent. En considérant l'hypothèse précédente selon laquelle les mécanismes inégalitaires et non méritocratiques fonctionnent de manière hiérarchique et séquentielle entre l'école et le marché du travail, nous pouvons déduire que sur le marché du travail, la famille intervient pour protéger davantage ses enfants les moins dotés en ressources éducationnelles afin de les préserver d'une mobilité sociale descendante.

- ***Les hypothèses dynamiques***

h₃ : L'influence de la famille sur le marché du travail a évolué de manière différente selon les secteurs institutionnels.

Compte tenu du contexte du marché du travail camerounais caractérisé par la prépondérance des activités informelles et précaires, et la difficulté d'appariement entre l'offre de formations d'emplois décents et la demande de ces emplois qui donnent accès aux secteurs privilégiés, cette hypothèse se subdivise en deux hypothèses subsidiaires à savoir que :

- *h_{3.1} L'influence de la famille s'est accrue dans l'accès aux secteurs modernes*

Cette hypothèse suppose que l'influence du père dans l'accès au secteur public et au secteur privé formel s'est accrue avec le temps. Par contre le même constat ne peut être anticipé dans les secteurs moins compétitifs d'où l'hypothèse suivante.

- $h_{3.2}$ *L'influence de la famille s'est réduite dans l'accès au secteur informel*

Cette hypothèse suppose que l'influence du père dans l'accès au secteur informel a diminué avec le temps.

3. Revue de la littérature

Après s'être longtemps focalisé sur les inégalités d'éducation comme facteur explicatif des inégalités de chances constatées sur le marché du travail, plusieurs travaux (Yamagushi (1983) ; Health et al (1992) ; Goux et Maurin (1997a)) ont contribué à montrer que les inégalités de chances dans l'acquisition de statut sur le marché du travail vont au-delà des inégalités préalablement enregistrées à l'école. C'est ainsi qu'à partir des données d'enquête Formation et Qualification Professionnelle (FQP) de 1977 et 1993, Goux et Maurin (1997a) montrent que sur deux décennies en France, les inégalités de destinées sociales entre individus issus de milieux différents ne se forment pas seulement à l'école mais se construisent tout au long de la vie. Goux et Maurin (1997a) trouvent en effet qu'à diplôme donné, les individus ont une nette tendance à reproduire la situation sociale de leurs parents. Ce constat a alimenté un nombre important de recherches qui se sont orientées de manière croissante sur la relation entre le statut d'origine des individus, leur niveau d'éducation atteint et leur destination sur le marché du travail. L'expansion de cette analyse triptyque appelée communément triangle Origine-Education-Destination (OED) s'est justifiée par sa capacité à conjuguer l'analyse des inégalités d'éducation et la transmission intergénérationnelle des statuts professionnels, et plus encore l'interaction et la décomposition des responsabilités de ces deux formes d'inégalités dans l'acquisition d'un statut sur le marché du travail.

C'est dans ce sens qu'à partir des quatre Enquêtes sur la Formation et la qualification professionnelle (1970, 1977, 1985 et 1993), Goux et Maurin (1997b) cherchent à déterminer les liens entre l'origine sociale, la réussite éducative et la destination sociale en France. En appliquant les modèles log-linéaires, ils trouvent que : l'inégalité d'opportunités éducationnelles dû à l'origine sociale est bien réelle mais, les inégalités de destinations sociales entre les personnes de même niveau d'éducation sont autant importantes. Bien que leurs données ne puissent s'ajuster aux modèles théoriques de Bourdieu et Passeron et de Boudon,

ils font un travail remarquable en proposant deux modèles alternatifs s'ajustant mieux aux données qu'ils utilisent. Le premier modèle postule l'existence d'un capital familial spécifique c'est-à-dire un ensemble de ressources qui peuvent protéger les enfants de classes sociales élevées contre une mobilité sociale descendante. Le deuxième modèle repose sur l'hypothèse qu'il peut exister un rendement spécifique à l'immobilité sociale dans toutes les classes. Toutefois, les modèles log-linéaires utilisés par Goux et Maurin (1997b) ne permettent pas de conclure sur des relations de causalité entre l'origine sociale, la réussite éducative et la destination sociale.

Afin de déterminer la véritable part de l'éducation dans les mécanismes de reproduction des inégalités, Goux et Maurin (2001) appliquent la Méthode des Moments Généralisés sur un échantillon de 1099 hommes interrogés par l'Insee dans trois régions de France. Leurs résultats suggèrent que l'approche statistique en forme réduite, aussi sophistiquée soit-elle donne une vision déformée des mécanismes de transmission intergénérationnelle des statuts sociaux et scolaires. Selon eux, dans le cas de la France l'approche naïve en forme réduite surestime fortement le rôle de l'école dans le déterminisme social. Ceci parce que ce type d'approche néglige le rôle tenu par les anticipations des étudiants dont le niveau de formation atteint dépend en partie de ce qu'ils anticipent en retour de leurs efforts dans le système éducatif lorsqu'ils sont encore étudiants.

Bien que cet aspect d'anticipations soit peu exploré dans la littérature, il contribue tout de même à démontrer qu'il existe une relation à double sens entre les inégalités de chances d'éducation et les inégalités de chances sur le marché du travail. En effet, la plupart des travaux explore et reconnaît la seule influence des inégalités de chances d'éducation sur le marché du travail. Pourtant, la prise en compte des anticipations démontre quant à elle que les inégalités anticipées sur le marché du travail influencent également les inégalités d'éducation. Le fait que cet aspect soit peu exploré dans la littérature est très souvent dû à un manque de données appropriées pour capter les anticipations. Par contre, l'analyse de la triple relation Origine – Education – Destination et de son évolution dans le temps n'a pas cessé de faire l'objet d'un nombre de plus en plus croissant de travaux ces dernières années.

Ainsi, Vallet (2004) analyse l'association entre l'origine sociale des individus, leur niveau de scolarité et leur destination sociale. A partir de quatre enquêtes sur la population française (1970, 1977, 1985 et 1993) il établit d'abord que la mobilité sociale intergénérationnelle dans sa structure a augmenté et suite à cela il cherche à établir le rôle de l'éducation dans ce

changement. A partir d'une modélisation log linéaire de type log-multiplicative, il postule à raison sur trois manières différentes d'impliquer l'éducation. Premièrement à travers l'association entre l'origine sociale et l'éducation (OE) pour laquelle il postule un affaiblissement (diminution des inégalités de niveau scolaire liées à l'origine sociale des individus). Dans un second temps il postule également à l'affaiblissement de l'association éducation-destination (qui représente une diminution de l'avantage qu'offre l'éducation sur le marché du travail et donc dans l'accès des destinations de classe les plus souhaitables). Et enfin l'existence de la triple interaction OED qui favorise une plus grande fluidité pouvant se produire en raison de la formation d'un plus grand nombre d'individus dans les niveaux où l'association OD est la plus faible. Les résultats de Vallet ayant confirmé ses hypothèses plus particulièrement la troisième, il conclut que l'éducation a joué un rôle central dans l'augmentation de la fluidité sociale en France.

Jackson, Goldthorpe et Mills (2005) dans le sens d'analyser également le triangle Origine-Education-Destination (OED), testent la conformité de la théorie libérale en analysant le rôle joué par l'école dans le processus de mobilité intergénérationnelle en Grande Bretagne. Les résultats de ces derniers remettent en question la théorie libérale : autrement dit, leurs constatations indiquent que l'importance de l'éducation dans la médiation de la mobilité intergénérationnelle tend à diminuer plutôt qu'à croître comme le prétend la théorie libérale. Ces derniers concentrent l'explication du constat de ce phénomène sur le micro-niveau de l'action sociale (les décisions des employeurs vis-à-vis des résultats scolaires des employés ou des employés potentiels) plutôt que sur des expériences fonctionnelles à grande échelle comme l'a toujours fait la théorie libérale. Les résultats obtenus dans la littérature se sont révélés être tributaire du type de mesure adoptée pendant l'analyse.

En effet, toujours en Grande Bretagne, en s'inspirant du travail de Vallet cité plus haut, Bukodi et Goldthorpe (2015) analysent l'association du triangle OED à partir de trois cohortes d'études. Ces derniers se démarquent du travail de Vallet (2004) en distinguant dans leur analyse l'éducation mesurée de manière absolue c'est à dire comme un bien de consommation, de l'éducation mesurée de manière relative c'est à dire comme un bien d'investissement ou positionnel. Ils justifient cette distinction par le fait qu'en économie de l'éducation, lorsqu'on considère l'éducation comme bien absolu ou de consommation, cela implique que sa consommation par une personne n'a aucune incidence directe sur la valeur ou l'utilité de sa

consommation par d'autres personnes¹⁰ tandis que l'éducation considérée comme un bien relatif ou d'investissement implique que la valeur d'un niveau de scolarité d'un individu dépend du niveau de réalisation des autres¹¹. Bukodi et Goldthorpe (2015) trouvent que ces deux formes conduisent à des différences significatives de résultats à savoir que, lorsque l'éducation est mesurée en termes relatifs, l'association du triangle OED présente une plus grande stabilité au fil du temps.

Vallet (2017) étudie l'évolution de l'association du triangle OED des hommes et des femmes nées entre 1906 et 1973 en France à partir des cinq enquêtes FQP de 1970, 1977, 1985, 1993 et 2003. Il trouve que l'association intergénérationnelle de statut socioéconomique est plus faible dans les cohortes les plus jeunes comparées à celles les plus anciennes, de même, il trouve que cette association diminue le long de la carrière professionnelle. De plus, en étudiant le rôle de l'école dans la mobilité intergénérationnelle, Vallet (2017) trouve que l'éducation a joué un rôle-clé dans l'accroissement de la fluidité sociale ou d'une plus grande ouverture sociale. Outre l'évolution des associations OED au fil du temps, une littérature importante s'est également focalisée sur des analyses comparatives de fluidité sociale entre différents pays.

Dans cette perspective comparative, on retrouve Hyunjoon (2004) qui compare la mobilité intergénérationnelle des Coréens à celle de la France, l'Angleterre et la Suisse. Ce dernier trouve que comparé à ces pays européens, les Coréens connaissent une plus forte mobilité ascendante plutôt que descendante sur le marché du travail. Dans la même optique comparative entre l'Espagne, l'Allemagne, la Norvège et l'Italie, Triventi (2013) questionne l'influence des parents sur les résultats sur le marché du travail capté dans son travail par le statut salarial et professionnel. Sur la base d'une cohorte de jeunes diplômés issues de l'enquête Reflex, ce dernier trouve dans un premier temps qu'excepté en Allemagne, ceux qui ont des parents ayant fait des études supérieures, sont plus susceptibles d'avoir une profession hautement récompensée. Dans un second temps, en procédant à la décomposition de Karlson-Holm-Breen, il trouve que le type de qualification obtenu contribue à la reproduction de l'inégalité sociale sur le marché du travail, mais son rôle de médiateur est plus important en Norvège et plus petit en Italie.

¹⁰ La joie et la connaissance de l'élargissement des connaissances intellectuelles et culturelles qu'un individu qui obtient un niveau universitaire est peu affectée par le nombre de personnes qui vivent cette expérience.

¹¹ La valeur d'un diplôme sur le marché du travail est plus grande si 5% de personnes actives ont ce diplôme plutôt que si 40% l'ont).

Toujours dans cette optique comparative, parmi les quelques travaux recensés en Afrique, Pasquier-Doumer (2010) détermine dans quelle mesure le statut socioéconomique d'origine des travailleurs engage leurs opportunités sur le marché du travail dans sept capitales d'Afrique de l'ouest. En plus de comparer le degré d'inégalités des chances sur le marché du travail de ces villes, elle estime à partir d'un modèle logit en deux temps si pour chacune des villes, la situation professionnelle du père agit directement sur le positionnement sur le marché du travail de son enfant ou si son effet est indirect à travers l'éducation. Cette dernière trouve que l'accès aux segments du marché du travail des sept capitales est conditionné par la position de leurs ascendants sur ces segments du marché du travail.

Toutefois, l'approche économétrique de Pasquier-Doumer (2010) souffre d'un biais de comparabilité lié à la décomposition de l'influence directe ou non de la situation professionnelle du père. En effet, comme le souligne Karlson et Holm (2011), comparer le coefficient estimé d'une variable d'intérêt avec celui de la forme réduite privée des variables médiatrices de son effet n'est pas aussi simple lorsqu'il s'agit de modèles non linéaires. Les coefficients des deux modèles ne sont pas comparables dans un logit à cause du rééchelonnement du modèle induit par une propriété des modèles de régression non linéaires selon laquelle les coefficients et la variance de l'erreur ne sont pas identifiés séparément (Mood, 2010). Pour faire face à cette limite de Pasquier-Doumer (2010), nous captions dans le cadre de cette étude l'effet direct et indirect à travers une décomposition par la méthode des pistes causales de Wrigth (1921).

3. Données et méthodologies

3.1 Données et variables

Cette étude est réalisée avec des données secondaires collectées sur l'ensemble des 10 régions du Cameroun. Il s'agit notamment de la première et seconde Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel (EESI 1, EESI 2) réalisées par l'Institut National de la Statistique (INS) respectivement au cours des années 2005 et 2010. Les enquêtes EESI 1 et 2 font suite au besoin du suivi et de l'évaluation des stratégies du gouvernement notamment en ce qui concerne les problématiques liées à l'emploi. A l'issue de tirages stratifiés à deux degrés, 8.540 ménages ont été retenus en 2005 (EESI 1) et 8.160 en 2010 (EESI 2), soit un total de 22.765 personnes de 10 ans ou plus enquêtées avec succès. Les enquêtes EESI utilisées ici sont des enquêtes de type 1-2-3 à deux phases, la première intitulée « Enquête sur l'Emploi » vise à appréhender l'emploi, tandis que la seconde intitulée « Enquête Secteur Informel » vise à évaluer les activités économiques du secteur informel non agricole.

Ces enquêtes de type 1-2-3 sont appropriées pour réaliser une étude sur la transmission intergénérationnelle au Cameroun dans la mesure où, outre la situation professionnelle et le niveau d'éducation des enquêtés elles fournissent des informations sur le niveau d'éducation et l'emploi des parents de chaque enquêté lorsque ce dernier avait 15 ans. Les informations des parents des enquêtés lorsque ces derniers avaient 15 ans se trouvent dans la section intitulée « Trajectoire et Perspectives ». Contrairement à EESI 2 qui comporte les informations du père et de la mère des enquêtés dans sa section « Trajectoire et Perspectives », le questionnaire EESI 1 ne comporte que des informations sur le père des enquêtés. Ce qui nous contraint dans le cadre de cette étude à nous intéresser uniquement à l'association entre les caractéristiques des individus et celles de leur père. Afin de rendre ces bases de données appropriées à notre étude, nous procédons à un processus d'épuration des données qui nous conduits à un total de 4.440 individus âgés de 25 ans ou plus en 2005 (EESI 1) et 4.138 individus de la même tranche en 2010 (EESI, 2). Sur ces échantillons d'étude obtenus, nous générons les variables d'intérêt suivantes :

- *Le secteur institutionnel du père et de l'enfant*

Afin de capter les inégalités de chances d'accès au secteurs marché du travail camerounais, nous codons sur les deux générations qui nous intéressent une variable qui tient compte des secteurs institutionnels du marché du travail camerounais. Cette variable qui distingue le secteur informel du secteur formel (public et privé formel) est retenue dans le but de refléter la segmentation du marché du travail qui caractérise les pays dits en voie de développement. S'il est aisé de construire cette variable chez l'enfant, cela n'est pas le cas avec les informations rétrospectives des parents. Comme Pasquier (2010), nous considérons pour faire face à cette difficulté que les parents qui exercent dans l'informel sont ceux qui travaillaient dans une microentreprise, une entreprise associative, pour un ménage ou à leur propre compte, le reste relève du public et du parapublic. Ceci dit, le secteur institutionnel est codé dans les deux générations par une variable catégorielle qui comporte les trois modalités suivantes : 0 « informel », 1 « privé formel » et 2 « public et parapublic ». Pour vérifier par la suite la robustesse des résultats obtenus de cette variable, nous construisons également des variables nous permettant de comparer l'effet d'un secteur particulier de l'ascendant d'avec les deux autres. Dans les deux générations, nous construisons donc trois variables. La première « public VS privé formel et informel », la seconde « privé formel VS public et informel », et enfin la troisième « informel VS public et privé formel ». L'avantage de ces variables est qu'elles

permettront d'isoler les effets de causalités du secteur des pères dans l'accès de leur descendance à ce même secteur et comparer lequel des secteurs est le plus tributaire d'accès au statut du père. Outre le secteur institutionnel dans l'analyse des inégalités de chances d'accès sur le marché du travail nous considérons aussi la catégorie-professionnelle.

- *La catégorie socio-professionnelle du parent et de l'enfant*

Conformément à Pasquier (2010), notre analyse de l'inégalité de chances sur le marché du travail selon les catégories socioprofessionnelles se fonde sur les relations de travail qui caractérisent les différentes professions considérées. Nous distinguons donc les professions qui achètent le travail des autres (patrons, employeurs), celles qui n'achètent pas le travail des autres et ne vendent non plus le leur (travailleurs indépendants, aide familial) et celles qui vendent leur travail (cadres, ingénieurs, agents de maîtrise et assimilés, employés, ouvriers et manœuvres). Pour faire face aux problèmes de faibles effectifs rencontrés dans certaines catégories socioprofessionnelles, nous segmentons ceux qui vendent leur travail en deux catégories plutôt qu'en trois comme ce fut le cas chez Pasquier (2010). Au total nous retenons les quatre CSP suivantes dont les deux premières regroupent les professions salariales tandis que les deux dernières regroupent les professions non salariales :

- Cadres, ingénieurs, agents de maîtrise et assimilés
 - Patrons, employeurs
 - Employés, ouvriers, Manœuvres
 - Travailleurs indépendants, aide familial
- Le niveau d'éducation

Pour tenir compte du rôle de l'école dans la mobilité intergénérationnelle, nous construisons une variable d'éducation qui prend les quatre modalités suivantes : 0 « sans niveau », 1 « Primaire », 2 « Secondaire », 3 « Supérieur ».

Méthodologie

Puisque l'objectif est d'analyser la mobilité intergénérationnelle et déterminer le rôle de l'éducation dans la reproduction des classes sociales au Cameroun, on se propose dans un premier temps d'utiliser les modèles log-linéaires développées à partir des travaux de Birch (1963, 1964a, 1964b, 1965), de Goodman (1970, 1986), Xie (1992), et Erikson et Golthorpe (1992). Plusieurs raisons justifient le choix de ces modèles dans cette étude. Outre le fait que toutes les variables d'analyse sont qualitatives, les modèles log-linéaires (contrairement à

l'approche traditionnelle des modèles de régression) permettent d'examiner de manière simultanée des relations par paires en prenant en compte la possibilité d'analyser des interactions à trois facteurs et d'ordre supérieur entre les variables. Ceci étant, ces modèles nous permettent de tester en plus de l'association intergénérationnelle de statut socioéconomique, la manière dont cette association varie selon les modalités d'une troisième variable à savoir le niveau d'éducation atteint.

Soit la table de contingence formée par nos trois variables, O à I modalités, D à J modalités et E à K modalités. Supposons que le modèle de référence est le modèle de Méritocratie Egalitaire (ME). Conformément à Goux et Maurin (1997a), ce modèle est dit Méritocratique car il suppose l'indépendance entre le statut socioéconomique du parent et le niveau d'éducation atteint, et Egalitaire dans ce sens que le statut atteint sur le marché du travail dépend uniquement du niveau d'éducation. Autrement dit, ce modèle suppose une totale égalité de chances aussi bien à l'école que sur le marché du travail et se présente ainsi qu'il suit :

$$\text{Log}(F_{ijk}) = \lambda + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_k^E + \lambda_{jk}^{ED} \quad \text{ou} \quad OED = (O)(ED) \quad (1)$$

Avec F_{ijk} les fréquences estimées du tableau de contingence, $\lambda = \frac{1}{IJK} \sum_i \sum_j \sum_k \ln(F_{ijk})$ la

moyenne des logarithmes de l'ensemble des fréquences estimées de la table. Les coefficients

$$\lambda_i^O = \frac{1}{JK} \sum_j \sum_k \ln(F_{ijk}) - \lambda, \quad \lambda_j^D = \frac{1}{IK} \sum_i \sum_k \ln(F_{ijk}) - \lambda \quad \text{et} \quad \lambda_k^E = \frac{1}{IJ} \sum_i \sum_j \ln(F_{ijk}) - \lambda$$

représentent respectivement les effets propres d'ordre 1 qui mesurent l'écart à la moyenne λ dont sont responsables les variables O, D et E. Le coefficient λ_{ij}^{ED} , l'association d'ordre 2 entre E et D qui représente l'hypothèse que la destination sur le marché du travail dépend du niveau d'éducation atteint.

Après estimation par la méthode du maximum de vraisemblance plusieurs tests permettent de déterminer si les fréquences estimées F_{ijk} ne sont pas significativement différentes des fréquences observées n_{ijk} . Si ces fréquences sont statistiquement différentes, alors il convient d'introduire une interaction supplémentaire.

L'objectif de cette modélisation est de déterminer par ajout (backward), ou suppression des paramètres d'interactions¹², le modèle le plus parcimonieux qui reproduit de façon satisfaisante

¹² Ou encore contraintes sur ces paramètres.

le tableau de fréquences observées $\{n_{ijk}\}$. Si les fréquences estimées obtenues du modèle 1 sont statistiquement différentes de celles du tableau de contingence empirique, il convient d'introduire une interaction entre O et E notée λ_{ik}^{OE} conduisant au modèle de Méritocratie Inégalitaire (MI) qui suppose la présence d'inégalités de chances d'éducation et s'écrit :

$$\text{Log}(F_{ijk}) = \lambda + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_k^E + \lambda_{ik}^{OE} + \lambda_{jk}^{ED} \quad \text{ou} \quad OED = (OE)(ED) \quad (2)$$

Si le modèle (2) ne reproduit pas assez fidèlement les données observées, nous introduisons un paramètre supplémentaire noté λ_{ij}^{OD} qui mesure l'association entre le statut socioéconomique du parent d'un individu et la sienne sur le marché du travail.

$$\text{Log}(F_{ijk}) = \lambda + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_k^E + \lambda_{ik}^{OE} + \lambda_{jk}^{ED} + \lambda_{ij}^{OD} \quad \text{ou} \quad OED = (OE)(ED)(OD) \quad (3)$$

Ce modèle couramment appelé modèle d'association constante ou d'absence d'interaction à trois variables suppose une présence d'inégalités des chances sur le marché du travail rigoureusement constant avec le niveau d'éducation. En effet, selon ce modèle tous les odds ratios qui mesurent l'association statistique intergénérationnelle obtenus sont constants avec le niveau d'éducation. Estimé avec (I-1) (J-1) (K-1) degrés de liberté, ce modèle implique que

$$\text{Log}(od_E) = \lambda_{ij}^{OD} - \lambda_{ij}^{OD} - \lambda_{ij}^{OD} - \lambda_{ij}^{OD}.$$

L'inertie au fil des niveaux d'éducation peint par ce modèle peut déformer la réalité même lorsque ce modèle se révèle proche des données. En réalité, même lorsque ce modèle reproduit de façon acceptable les données de la table de contingence empirique, il convient tout de même de tester la différence entre celui-ci et le modèle saturé¹³. En effet, plusieurs auteurs ont longtemps été enclins à conclure à tort en faveur de la persistance de l'inertie de l'inégalité des chances sur la base du modèle d'association constante des log-linéaire standard alors que ce dernier se révèle très souvent incapable de modéliser de manière parcimonieuse la manière dont l'association statistique entre deux variables varie selon les modalités d'une troisième variable.

Compte tenu de cette situation, en plus des modèles précédents qui nous permettent de tester séparément les situations d'inégalités des chances en classe et sur le marché du travail, nous

¹³ $\text{Log}(F_{ijk}) = \lambda + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_k^E + \lambda_{ik}^{OE} + \lambda_{jk}^{ED} + \lambda_{ij}^{OD} + \lambda_{ijk}^{OED}$ ou $OED = (OED)$. Ce modèle est dit saturé car contient tous les termes possibles d'effets principaux et d'interaction. Il reconstitue les données sans erreurs et n'a aucun degré de liberté (il se contente de reproduire fidèlement la table). Il n'a aucun sens et aucun moyen n'existe pour déterminer s'il est bon ou non.

avons également recours au « log-multiplicative layer effect model » ou modèle Unidiff proposé simultanément par Xie (1992) et Erikson et Golthorpe (1992). Le modèle Unidiff suppose une structure stable de l'association entre O et D et détecte les tendances dominantes de cette association en termes de variation entre les modalités de la variable éducation (E) à travers le paramètre β de l'expression (4) ci-dessous.

$$\text{Log}(F_{ijk}) = \lambda + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_k^E + \lambda_{ik}^{OE} + \lambda_{jk}^{ED} + \beta_k \psi_{OD} \quad \text{ou} \quad OED = (OE)(ED)\beta_E(OD) \quad (4)$$

Dans l'expression (4), ψ_{OD} est un paramètre qui traduit la forme de l'association statistique intergénérationnelle. β_k (ou β_E selon le modèle de présentation adopté) quant à lui représente un paramètre qui traduit pour un niveau d'éducation donné k la force relative de cette association.

Si pour un niveau d'éducation donné (« sans niveau » par exemple), le coefficient β est fixé à 0 (ou à 1 lorsqu'on applique l'exponentielle), un paramètre négatif (ou inférieur à 1) pour un autre niveau d'éducation (par exemple le « primaire ») implique que le lien intergénérationnel sur le marché du travail est plus faible chez les personnes de niveau « primaire » comparé à ceux « sans niveau ». Si par contre $\beta_k > 0$ (respectivement supérieur à 1) ceci implique que le lien est plus important autrement dit la mobilité sociale est plus faible chez les personnes les moins instruites. Sous cette hypothèse, les rapports de chances relatives deviennent

$$\text{Log}(od_k) = \beta_k (\psi_{OD} + \psi_{O'D'} - \psi_{O'D} - \psi_{OD'}) \quad (5)$$

C'est-à-dire que le logarithme de chaque odds ratio est décomposé comme le produit d'une structure commune $(\psi_{OD} + \psi_{O'D'} - \psi_{O'D} - \psi_{OD'})$ et d'un paramètre spécifique à chaque niveau d'éducation β_k .

Parce que les modèles sus-évoqués sont des modèles imbriqués, ils sont comparés entre eux à partir des tests de spécifications des modèles log-linéaires. Le choix d'un modèle repose sur le critère de la qualité d'ajustement du modèle aux données observées et sur le critère de parcimonie i.e. capacité à reproduire les données observées avec moins de paramètres. Ces critères sont donc à priori contradictoires. Ainsi, le modèle de référence qui suppose l'indépendance entre les variables contient le moins de paramètres mais est le moins apte à traduire la réalité. Ceci étant, les tests de spécification consistent donc à voir si la meilleure qualité prédictive des modèles qui possèdent le plus d'interaction justifie leur grand nombre de paramètres.

Bien que les modèles log linéaires nous permettent d’analyser la mobilité intergénérationnelle et de déterminer la place de l’école dans la reproduction sociale, ils ne permettent cependant pas de déterminer des relations de causalités. On se propose pour cela de les accompagner avec des modèles structurels de type analyses de pistes causales qui permettent également de tester la robustesse des résultats obtenus des modèles log-linéaires.

4. Résultats et robustesse

Nous analysons dans ce papier les inégalités d’accès au marché du travail, notamment le rôle de l’école dans cette inégalité. Autrement dit, il est question d’examiner l’association qui existe entre le statut socioéconomique du père et celui de son enfant en rapport avec le niveau d’éducation atteint par ce dernier, et l’évolution de cette association au fil du temps. Conformément à la structure segmentée du marché du travail camerounais, le statut sur le marché du travail d’un individu et celui de son père sont analysés en termes de secteurs institutionnels (public, privé formel et informel). Cette structure du marché du travail est marquée par des différences de revenus significatives entre ces secteurs¹⁴. Nous testons donc au préalable plusieurs hypothèses de présence ou d’absence d’inégalités des chances à l’école et sur le marché du travail ; les résultats sont regroupés dans le tableau 1 ci-dessous.

Tableau 1 : Modèles d’association (OD) selon le niveau d’éducation (E) en 2005 et 2010

Modèles	EESI 1 (2005)					EESI 2 (2010)				
	df	rG ²	p	BIC	DI	df	rG ²	p	BIC	DI
(1) OE ED (Indep Conditionnelle)	14	0,00	0,00	-26,9	4,6	7	0,00	0,00	32,0	3,9
(2) OE ED OD (Association constante)	10	82,5	0,10	-68,1	1,6	7	95,5	0,77	-54,2	0,5
(3) OE ED β_E OD (UNIDIFF en OD)	7	93,9	0,60	-53,3	0,9	5	96,9	0,73	-38,8	0,4

Notes de tableau : G² représente la statistique du ratio de vraisemblance, BIC le critère d’information de Bayes et DI l’indice de dissimilité qui indique le pourcentage de personnes mal classées par le modèle.

La première ligne du tableau 1 comporte comme modèle de référence le modèle de méritocratie inégalitaire ou d’indépendance conditionnelle. Selon ce modèle, le niveau d’éducation atteint n’est pas indépendant du statut des parents (Inégalité), et le statut atteint sur le marché du travail quant à lui dépend uniquement du niveau d’éducation atteint (Méritocratie). Comme le révèle la seconde ligne du tableau 1, lorsqu’on introduit dans le modèle de méritocratie inégalitaire la dépendance du secteur institutionnel d’un individu à celui de son père (OD), celui-ci améliore

¹⁴ De manière hiérarchique les chefs de ménage qui exerce dans le public gagnent en moyenne plus que ceux du privé formel qui à leur tour gagnent plus que ceux de l’informel. Soit de manière respective 157.600 FCFA dans le public, 154.100 FCFA dans le privé formel et 72.600 FCFA dans l’informel (INS, 2011).

à hauteur de 82,5 pourcent la différence entre les données réelles de 2005 et le modèle de référence, et de 95,5 pourcent celle de 2010. C'est dire que le lien intergénérationnel du statut se révèle déterminant pour expliquer la réalité du contexte camerounais. De plus, le modèle qui en découle reproduit de manière satisfaisante les données avec des probabilités non significatives de rejeter l'hypothèse de différence entre les données de ce modèle et les données réelles.

Autrement dit, le modèle (2) indique qu'en plus d'une présence d'inégalités des chances à l'école, le marché du travail camerounais présente un caractère non méritocratique dans ce sens que le secteur institutionnel atteint est lié de celui du père. Conformément à notre première hypothèse statique, le fait que le statut du père soit lié à la fois au niveau d'éducation atteint et à l'accès au secteur institutionnel de sa descendance montre à quel point l'antécédent familial constitue un facteur déterminant du positionnement sur le marché du travail. Il est intéressant de questionner comment varie cette association entre le secteur institutionnel du père et celui de l'enfant selon le niveau d'éducation atteint afin de déterminer le rôle de l'école dans ce schéma de positionnement.

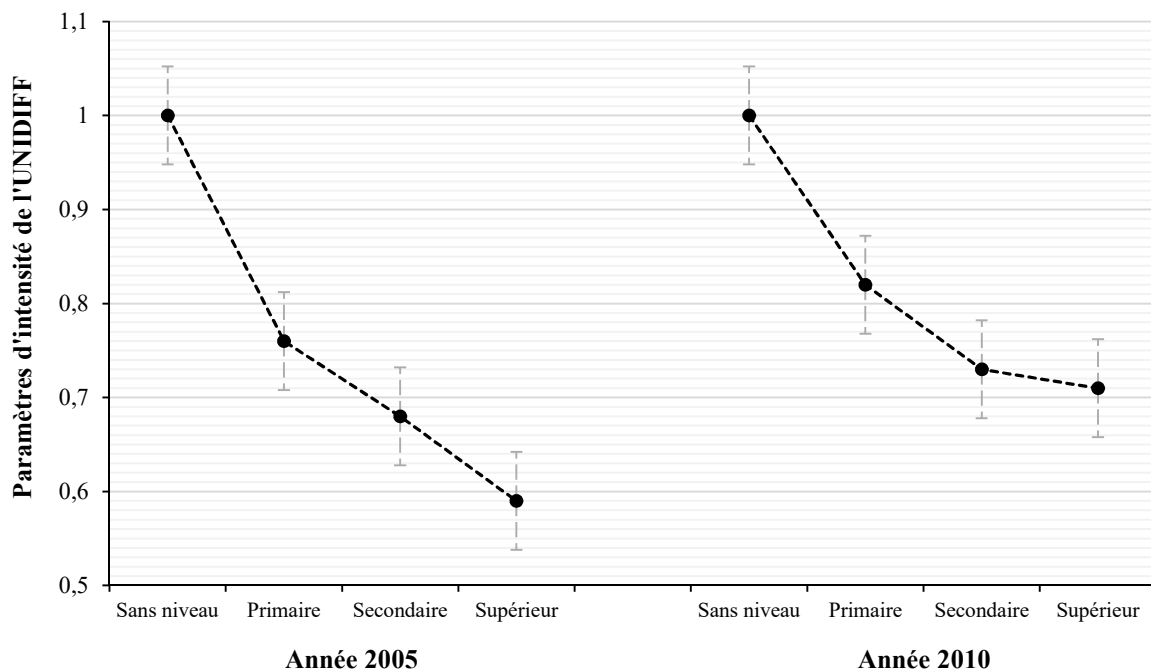
Rappelons que le modèle d'association constante suppose une inertie de l'association (OD) au fil des niveaux d'éducation atteint. En d'autres termes, selon ce modèle, la manière dont le secteur institutionnel des parents influence l'accès aux secteurs institutionnels des enfants est la même quel que soit le niveau d'éducation atteint par l'enfant. L'école selon ce modèle semble ainsi passive dans le processus de positionnement sur le marché du travail, et ne lutte donc aucunement contre les inégalités de chances présentes sur ce marché. Conclure de l'inertie de l'école uniquement sur la base du modèle d'association constante a longtemps été une des critiques faites aux travaux qui ne tiennent pas compte de la différence très souvent significative entre le modèle d'association constante et le modèle saturé qui traduit avec exactitude la réalité. Afin de nous soustraire à cette critique, nous questionnons le rôle de l'école à travers la modélisation Unidiff de la troisième ligne du tableau 1 qui est capable de capter les différences d'association (OD) qui peuvent exister entre les différents niveaux d'éducation atteint.

Il en ressort que, comparé au modèle d'association constante de la seconde ligne, le modèle Unidiff ajuste mieux les données réelles observées quel que soit l'année considérée. En effet, en 2005 le pourcentage de personnes mal classées en comparaison au modèle de référence diminue de 1,6 pourcent à 0,9 pourcent lorsqu'on passe du modèle d'association constante au modèle Unidiff, et de 0,5 pourcent à 0,4 pourcent en 2010. Aussi, les différences de Critères

d'Information de Bayes (BIC) entre ces deux modèles sont toutes supérieures à six en 2005 et en 2010, conduisant ainsi à préférer le modèle Unidiff à celui d'association constante. C'est dire qu'au Cameroun, l'intensité avec laquelle le secteur institutionnel des parents influence l'accès de leur enfant aux compartiments institutionnels du marché du travail dépend du niveau d'éducation atteint par l'enfant. L'inertie de l'école face aux inégalités d'accès aux compartiments du marché du travail étant prouvé impropre au contexte camerounais, il demeure important de questionner le sens dans lequel varie l'intensité de l'association (OD) à mesure que le niveau d'éducation augmente.

La figure 1 ci-dessous présente à cet effet comment varie l'intensité de l'association OD selon les modalités du niveau d'éducation de l'enfant pris en compte par les paramètres d'intensité de l'Unidiff. La chute des estimations ponctuelles des paramètres Unidiff de ce schéma révèle qu'au Cameroun, l'intensité de l'influence du secteur institutionnel du père sur le marché du travail décroît avec le niveau d'éducation de l'enfant. Autrement dit, les inégalités de chances d'accès aux segments du marché du travail camerounais diminuent à mesure que le niveau d'éducation augmente. L'éducation contribue donc à réduire les inégalités de chances sur le marché du travail camerounais. L'un des résultats précédents selon lequel le niveau d'éducation atteint est lui-même dépendant du statut du père montre que l'origine familiale et l'éducation sont deux facteurs complémentaires qui se combinent pour déterminer le statut social d'un individu.

Figure 1: Association OD selon le niveau d'éducation en 2005 et 2010



Le facteur familial intervient donc au préalable à l'école et son intervention sur le marché du travail reste conditionnée par la qualité de la position obtenue préalablement par l'enfant à l'école. Ceci dit, l'école réduit certes les inégalités sur le marché du travail mais est elle-même victime d'une influence de la famille qui semble l'utiliser comme un instrument de protection et de positionnement de sa descendance. Ce rôle de l'école est certes resté le même au fil du temps mais son intensité semble avoir varié entre 2005 et 2010.

La figure 1 révèle que comparé à 2005, la chute des valeurs ponctuelles du paramètre d'intensité Unidiff est moins importante qu'en 2010 car, la pente de 2005 est plus abrupte que celle de 2010. Autrement dit, entre 2005 et 2010 les inégalités de chances d'accès aux segments du marché du travail camerounais diminuent moins avec le niveau d'éducation. En 2010 comparé à 2005, l'école semble donc moins encline à réduire l'intervention de la famille en ce qui concerne l'accès aux segments du marché du travail. Comme les travaux de Jackson Golthorpe et Mills (2005), ce résultat remet en cause la théorie libérale en indiquant que l'influence de l'éducation dans la médiation de la mobilité intergénérationnelle tend à diminuer. Une explication à ce phénomène peut être trouvée dans le phénomène d'inflation des diplômes qui suit l'expansion de l'éducation au Cameroun.

Analyse de relations de causalités

Bien que les modèles log-linéaires précédemment utilisés permettent d'analyser les associations intergénérationnelles, ils ne permettent cependant pas de déterminer des relations de causalités et donc, ont du mal à conduire à des recommandations. C'est pourquoi, en plus des modèles log-linéaires nous faisons recours aux modèles d'équations structurelles, plus précisément au modèle d'analyse des pistes causales (Path Analysis models) de Wrigth (1921). En plus du fait que ces modèles permettent d'analyser les influences causales du triangle OED, ils présentent deux avantages supplémentaires, à savoir : Celui de peindre les différents chemins de causalités entre les variables analysées, et celui de pouvoir décomposer ces effets afin de distinguer clairement ce qui relève d'un effet de causalité directe entre deux variables, et ce qui relève d'une causalité indirecte qui transite par une variable intermédiaire.

Ceci dit, la figure 2 présente le modèle sur-identifié de pistes causales à trois variables latentes construites selon une structure de causalités hiérarchisées contenue dans les hypothèses suivantes : (a) le statut socio-économique du père ou origine sociale du fils est une variable latente fonction du niveau d'éducation du père; (b) le niveau d'éducation de l'enfant est fonction du niveau d'éducation de son père, du statut socioéconomique du père et des

caractéristiques individuelles de l'enfant¹⁵; et enfin (c) la destination sociale ou statut socioéconomique atteint par l'enfant qui est une variable latente fonction de l'origine sociale, du niveau d'éducation du père, et des caractéristiques individuelles de l'enfant. La décomposition des matrices de corrélations des variables du modèle estimé selon le Maximum de vraisemblance ressort quatre composantes qui permettent de distinguer ce qui relève d'un effet direct, d'un effet indirect, d'un effet non analysé, et d'un effet fallacieux dans la relation de causalité entre deux variables¹⁶.

La qualité d'ajustement des modèles est excellente aussi bien lorsqu'on considère les indices d'ajustement absolues que les indices d'ajustement relatifs¹⁷. Au niveau des indices absolus¹⁸, nous obtenons en 2005 et 2010, un khi deux a neuf degrés de liberté respectivement égal à 48,07 et 50,34 avec tous les deux des probabilités de non significativité¹⁹ nulle; Concernant la racine carrée de la moyenne des erreurs elle n'excède pas la borne supérieur de 0,07 souligné par Steiger (2007), avec notamment un RMSEA²⁰ égal à 0,031 en 2005 et un RMSEA égal à 0,033 en 2010. Dans la catégorie des indices relatifs, nous trouvons respectivement en 2005 et 2010 un CFI²¹ égal à 0,995 et 0,992.

La figure 2 présente les coefficients des pistes de causalités entre les variables du modèle structurel estimé. Conformément à la première hypothèse évoquée sur la relation entre O et D, le statut du père influence bel et bien la destination avec des coefficients de piste causales significatives de l'ordre de 0,107 en 2005 et 0,109 en 2010. Cette légère augmentation entre 2005 et 2010 s'explique par un lien plus fort entre le statut du parent et le niveau d'éducation

¹⁵ Comme caractéristiques individuelles on retrouve : Son niveau d'éducation, son âge, son sexe, son statut matrimonial, son statut d'handicap etc.

¹⁶ La somme de toutes ces composantes est égale aux coefficients de corrélation.

¹⁷ Les indices d'ajustement relatifs encore appelés indices d'ajustement comparatifs (Miles et Shevlin, 2007) sont des groupes d'indices qui n'utilisent pas la statistique du khi 2 dans sa forme brute, mais compare le khi 2 au modèle de base. L'hypothèse nulle pour ces modèles est que toutes les variables ne sont pas corrélées (McDonald et Ho, 2002).

¹⁸ Les indices absolus qui mesurent uniquement comment le modèle considéré ajuste les données par comparaison avec aucun modèle (Jöreskog and Sörbom, 1993).

¹⁹ L'hypothèse nulle du modèle étant le pire des scénarios à savoir que toutes les variables du modèle ne sont pas corrélées.

²⁰ Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA). Développées par Steiger et Lind (1980), elle informe sur la manière avec laquelle le modèle ajuste la matrice des covariances des populations en considérant un choix optimal des paramètres.

²¹ Cet indice comparatif d'ajustement développé par Bentler (1990) vient pallier à la sensibilité par rapport à la taille de l'échantillon du NFI (Normed-fit index) et du TLI (Tucker-Lewis index) (encore appelé NNFI (Non Normed Fit Index). Ce modèle compare la matrice de covariance de l'échantillon avec celui de l'hypothèse nulle (non corrélation de toutes les variables). Des récentes études montrent qu'une valeur du CFI supérieure à 0,90 est nécessaire pour garantir que les modèles non spécifiés ne sont pas acceptés (Hu et Bentler, 1999). Une valeur supérieure à 0,95 étant la preuve d'un bon ajustement.

comme le supposait l'existence de ce lien dans la première hypothèse. Ce résultat remet en cause la dynamique des relations OED de la théorie libérale. En plus de confirmer cela par les coefficients de pistes causales, la figure 2 montre que l'influence de la famille à l'école est également présente à travers le niveau d'éducation du père. Par ce chemin, il ressort que le niveau d'éducation du père affecte à hauteur de 4,5 pourcent²² la variance du niveau d'éducation du fils en 2005 et à hauteur de 3,5 pourcent en 2010. Le caractère méritocratique de la destination de manière générale a quant à lui évolué de manière croissante entre 2005 et 2010, passant de l'ordre de 6 à 11 pourcent dans l'explication de la variance de la destination sur le marché du travail, ce qui est conforme à ce que prédit la théorie libérale.

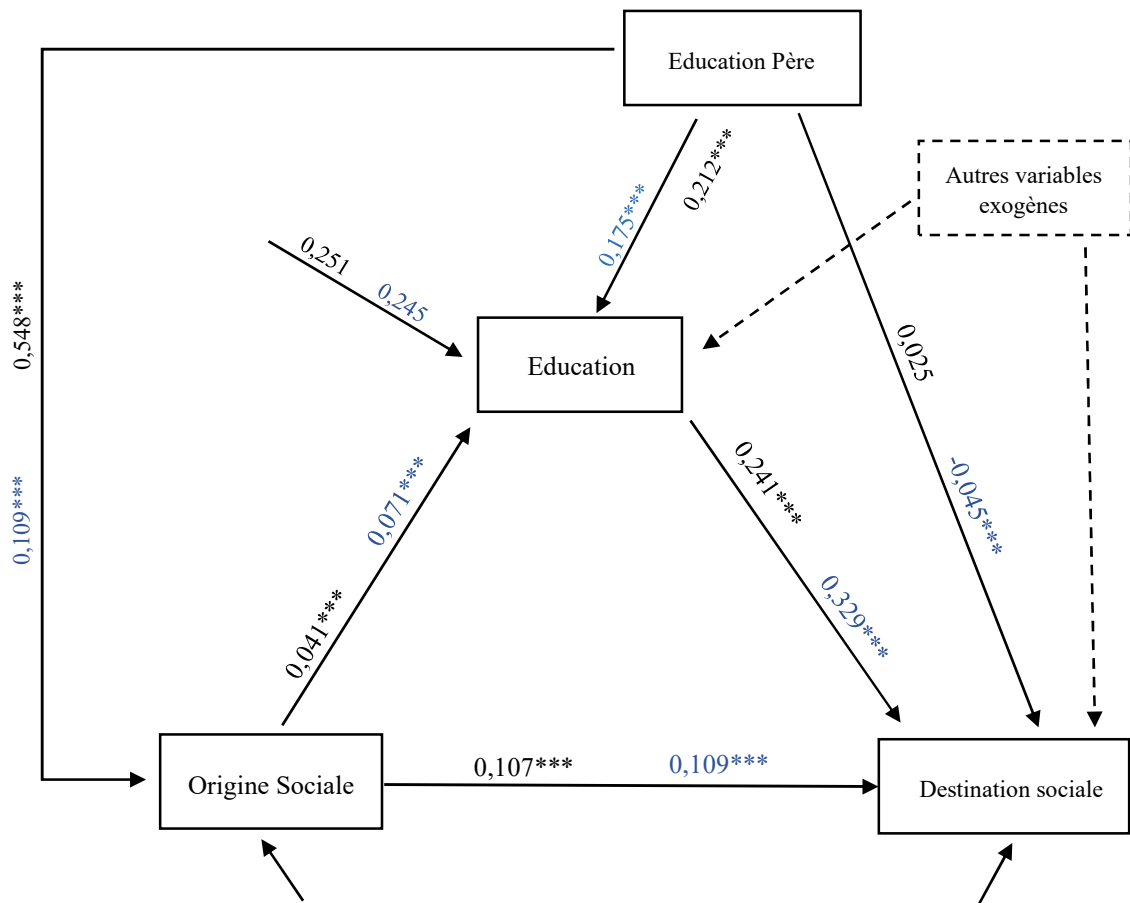
Les coefficients présentés dans la figure 2 ne représentent jusqu'ici que des effets de causalités directs entre les variables, mais le modèle estimé ici permet de déterminer l'effet total d'une variable sur une autre en sommant aux effets directs de la figure 2, les effets indirects issus de la décomposition des coefficients de corrélation. Les résultats de la décomposition des effets sont contenus dans le tableau 3 ci-dessous qui distingue les effets selon les différents secteurs. Il en ressort les principales conclusions suivantes : La dernière ligne du tableau 3 montre que dans l'ensemble, l'effet total du statut du parent sur la destination de sa descendance a augmenté de 0,117 à 0,132. Dans cet effet total, l'effet indirect qui transite par le niveau d'éducation a également augmenté passant de 8,56 pourcent de l'effet total en 2005 à 17,43 pourcent en 2010.

Conformément à l'hypothèse h_3 selon laquelle l'influence du père sur le marché du travail a évoluée de manière différente selon les secteurs institutionnels, on constate que lorsqu'on distingue les différents secteurs institutionnels du marché du travail, il en ressort que la hausse générale de l'influence du statut du père sur la destination est plus une conséquence de ce qui s'est passé dans les secteurs modernes plutôt que dans l'informel. En effet, comme le présageait l'hypothèse $h_{3.1}$, les deux premières lignes du tableau 3 montrent que l'influence du statut du père dans l'accès aux secteurs modernes a augmenté avec le temps, ceci beaucoup plus dans le secteur public où l'effet direct du père a augmenté de 60,22 pourcent et l'effet total de 65,52 pourcent ; tandis que dans le secteur privé formel, cette hausse est moindre à savoir de l'ordre de 19,35 pourcent pour l'effet direct et 20,21 pourcent pour l'effet total.

Outre le fait que l'influence des parents ait augmenté avec le temps dans l'accès aux secteurs modernes, on constate également que dans certain secteur privilégié, l'effet direct du père

²² Ces valeurs sont obtenues en élevant au carré les coefficients de pistes causales de la figure 2.

augmente avec le niveau d'éducation comme on peut le voir dans la figures A.2 (a) en annexe. Il ressort de manière précise de cette figure que : En ce qui concerne l'accès au secteur public, l'influence du père a non seulement augmenté avec le temps mais aussi, augmente à mesure que le niveau d'éducation augmente. C'est dire que dans le secteur public, l'école ne parvient pas à réduire les inégalités d'accès comme c'est le cas de manière générale. Ce qui nous permet de mieux comprendre la stratégie d'action du capital familial dans l'accès aux compartiments du marché du travail. En effet, compte tenu de l'expansion de l'éducation, la compétitivité dans l'accès au secteur public fortement sollicité devient de plus en plus importante à mesure que le niveau d'éducation augmente, ce qui nécessite une influence plus importante du capital familial. Cette tendance est vérifiée uniquement en 2010 au niveau du privé formel (Fig A.2 (b)), ce qui prouve qu'indépendamment du niveau d'éducation, la famille intervient davantage où la compétition d'accès est de plus en plus importante.



Lecture de la figure : Les effets en noirs sont ceux de 2005, en bleu ceux de 2010. * significativité à 10%, ** significativité à 5% et *** significativité à 1%. Les flèches en traits interrompus représentent un ensemble de variables exogènes dont les effets ne sont reportés dans la figures 2 mais reportés en annexes. Les traits en interrompus représentent les variables exogènes du modèle qu'on s'abstient de présenter ici par soucis de simplification. Cependant le modèle intégral se trouve dans la figure A.1 en annexe.

Figure 2 : Analyse des pistes causales de la mobilité intergénérationnelle entre 2005 et 2010

Tableau 3 : Décomposition des effets de l'origine sociale sur la destination

Effets de l'origine sociale		2005			2010		
		Direct	Indirect	Total	Direct	Indirect	Total
Public	Origine sociale	0,088	0,007	0,095	0,141	0,016	0,157
Privé Formel	Origine sociale	0,093	0,001	0,094	0,111	0,002	0,113
Informel	Origine sociale	0,121	0,011	0,132	0,079	0,026	0,104
Ensemble	Origine sociale	0,107	0,010	0,117	0,109	0,023	0,132

Source : Auteur à partir de STATA 13.

Robustesse et analyses supplémentaires

Afin de tester la robustesse des conclusions issues des modèles estimés dans ce papier, nous procédons à deux types d'analyses à savoir : Examiner l'existence d'un biais de sélection pouvant entacher les résultats commentés jusqu'ici, et modifier les spécifications et les méthodes d'estimation des modèles. La logique et les conclusions de ces analyses supplémentaires sont présentées ainsi qu'il suit :

Les analyses précédentes sont basées sur un échantillon total de 8.578 individus repartis en 4.440 individus en 2005 et 4.138 en 2010. Afin de tester si l'attrition de l'échantillon de base causée aussi bien par les données manquantes que par le traitement des données a conduit à un biais de sélection capable d'entacher les résultats commentés plus haut, nous procédons à partir de STATA 13 à une estimation par la méthode d'imputation multiple des données manquantes, ceci sous l'hypothèse que les variables étaient manquantes de manière aléatoire. Les résultats obtenus des échantillons issus de l'imputation multiple ne diffèrent pas de ceux précédemment obtenus dans ce sens qu'en ce qui concerne le modèle Unidiff, le statut du père est toujours lié à celui de sa descendance et les coefficients d'intensité de l'association restent également décroissants à mesure que le niveau d'éducation augmente comme le montre le tableau A.1 et la figure A.3 en annexe. Aussi, en ce qui concerne l'estimation des modèles de pistes causales, la structure des résultats est restée la même avec juste une très légère augmentation de l'effet direct de l'origine sociale sur la destination sociale. Tout ceci implique que les résultats de cette étude ne sont pas sujets à une influence d'un biais de sélection de l'échantillon d'étude.

Concernant différentes méthodes d'estimations, les résultats des modèles de pistes causales sont restés identiques lorsqu'on combine la méthode « Bootstrap » à celle du « Maximum de Vraisemblance avec Valeurs Manquantes »²³ comme méthode d'estimation des coefficients de

²³ « mlmv » (maximum likelihood with missing values) sur STATA 13.

pistes causales et des matrices de variances-covariances. La robustesse des résultats ainsi confirmée dans ce sens, nous avons également procédé à une estimation de différentes spécifications de modèles aptes à analyser la mobilité intergénérationnelle.

Afin de tester si les résultats du modèle Unidiff sont biaisés par des effets de seuils liés à la manière dont les modalités de la variable « éducation » sont considérées dans les estimations, nous agrégeons le niveau d'éducation en trois modalités que sont : « sans niveau et primaire », « secondaire », et enfin « supérieur ». Agréger l'éducation sous ces trois modalités permet également d'obtenir un meilleur équilibre des fréquences entre les modalités de la variable éducation. Les résultats ainsi obtenus confirment la chute de l'influence des parents sur le marché du travail à mesure que le niveau d'instruction de l'enfant augmente. Aussi, la figure A.4 en annexe confirme le fait que sur la base de la différence de pentes des droites des coefficients d'intensité : la conclusion selon laquelle les inégalités de chances d'accès aux segments du marché du travail camerounais diminuent de moins en moins avec le temps à mesure que le niveau d'éducation augmente ne souffrent pas d'un effet de seuil.

Une limite potentielle des analyses faites jusqu'ici est de regarder un seul des multiples angles du statut socioéconomique des parents sur le marché du travail à savoir le secteur institutionnel du père. Afin de pallier à cette limite, outre l'analyse des secteurs institutionnels, nous analysons également les inégalités de chances sur la base des catégories socioprofessionnelles (CSP). Conformément à Pasquier (2010), cet aspect de l'inégalité selon les catégories socioprofessionnelles se fonde sur les relations de travail qui caractérisent les différentes professions considérées c'est-à-dire : celles qui achètent le travail des autres (patrons, employeurs), celles qui n'achètent pas le travail des autres et ne vendent non plus le leur (travailleurs indépendants, aide familial) et celles qui vendent leur travail (cadres, ingénieurs, agents de maîtrise et assimilés, employés, ouvriers et manœuvres). Au total nous retenons quatre modalités dans les catégories socioprofessionnelles à savoir les :

- Cadres, ingénieurs, agents de maîtrise et assimilés
- Employés, ouvriers, Manœuvres
- Patrons, employeurs
- Travailleurs indépendants, aide familial

Les deux premières classes regroupent les professions salariales tandis que les deux dernières regroupent les professions non salariales. Afin de vérifier que l'analyse selon les catégories socioprofessionnelles n'est pas exactement identique à celle des secteurs institutionnels, nous

testons les coefficients de corrélation entre le secteur institutionnel et la CSP. Nous trouvons des coefficients de corrélations significatifs à 1 pourcent de l'ordre de 0,57 et 0,68 respectivement en 2005 et 2010, ce qui révèle une corrélation loin d'être parfaite (égale à 1). Nous croisons le secteur institutionnel avec les CSP pour distinguer les secteurs salariés des secteurs non-salariés, il en ressort que le public et le formel sont composés en majorité de ceux qui vendent leur travail tandis que l'informel est dominé par ceux qui ne le vendent pas.

L'estimation des modèles Unidiff qui en résulte (confère tableau A.3 en annexe) montre qu'il existe une association entre la catégorie socioprofessionnelle des ascendants et celle de leur descendance car, le modèle de référence (indépendance conditionnelle) qui suppose une égalité des chances d'accès aux catégories socioprofessionnelles ne reproduit pas de manière significative les données réelles aussi bien en 2005 qu'en 2010²⁴. Par contre lorsqu'on introduit le paramètre de présence d'inégalités des chances d'accès aux catégories socioprofessionnelles (OD) tout en supposant que cette association soit la même quel qu'en soit le niveau d'éducation atteint, le modèle d'association constante reproduit de manière significative les données réelles. Cependant, lorsqu'on suppose que l'association intergénérationnelle des catégories socioprofessionnelles varie avec le niveau d'éducation de l'enfant, l'indice de dissimilarité s'améliore dans ce sens que le pourcentage de personnes mal classées diminue aussi bien en 2005 qu'en 2010. Autrement dit, l'association entre la CSP du père et celle du fils varie en termes d'intensité avec le niveau d'éducation atteint par l'enfant. La figure A.5 fait paraître une baisse de l'intensité d'association intergénérationnelle des CSP avec le niveau d'éducation comme dans le cas de l'analyse selon le secteur institutionnel. Ainsi, au Cameroun, la dépendance de la CSP de la descendance d'avec celle du père diminue à mesure que la descendance est d'avantage instruite.

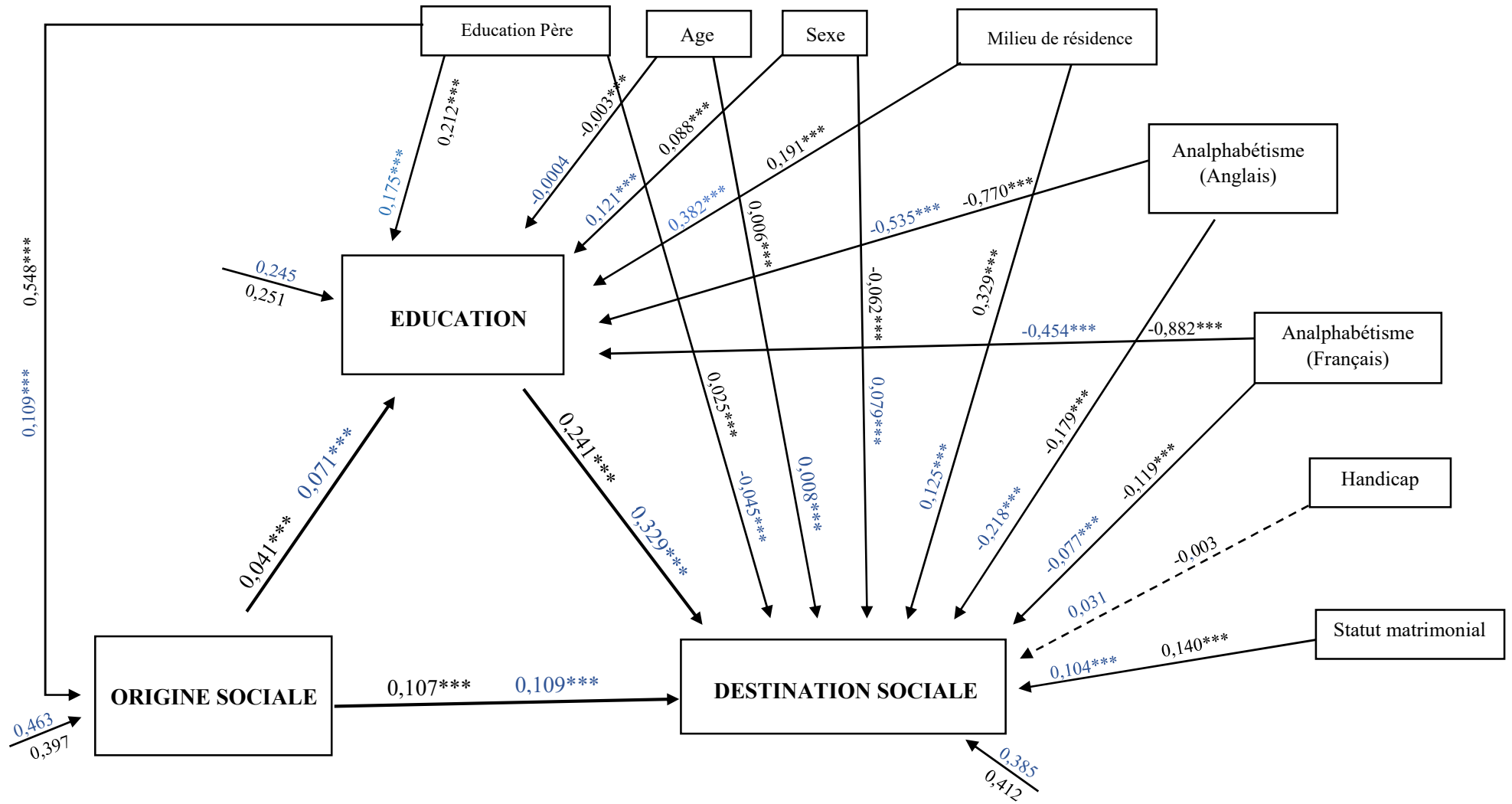
5. Conclusion

L'objectif de ce papier était d'analyser le rôle de l'école dans les inégalités d'accès sur le marché du travail au Cameroun ainsi que sa dynamique entre 2005 et 2010. Pour atteindre cet objectif, il a été question d'analyser la triple relation entre le statut socioéconomique du père, le niveau d'éducation de l'enfant et la destination de l'enfant sur le marché du travail. A partir du contexte camerounais, un ensemble d'hypothèses a été formulés, desquels ressortent les principaux résultats suivants : La société camerounaise n'est pas une pure méritocratie

²⁴ Les probabilités de rejeter l'hypothèse que le modèle n'ajuste pas bien les données sont toutes significatives.

égalitaire car, en plus d'une présence d'inégalités de chances à l'école, il existe une inégalité des chances d'accès aux secteurs institutionnels et aux catégories socioprofessionnelles. L'antécédent familial évalué autant par le secteur institutionnel du père que par sa catégorie socioprofessionnelle se trouve être déterminant dans la production du statut éducationnel et du statut social.

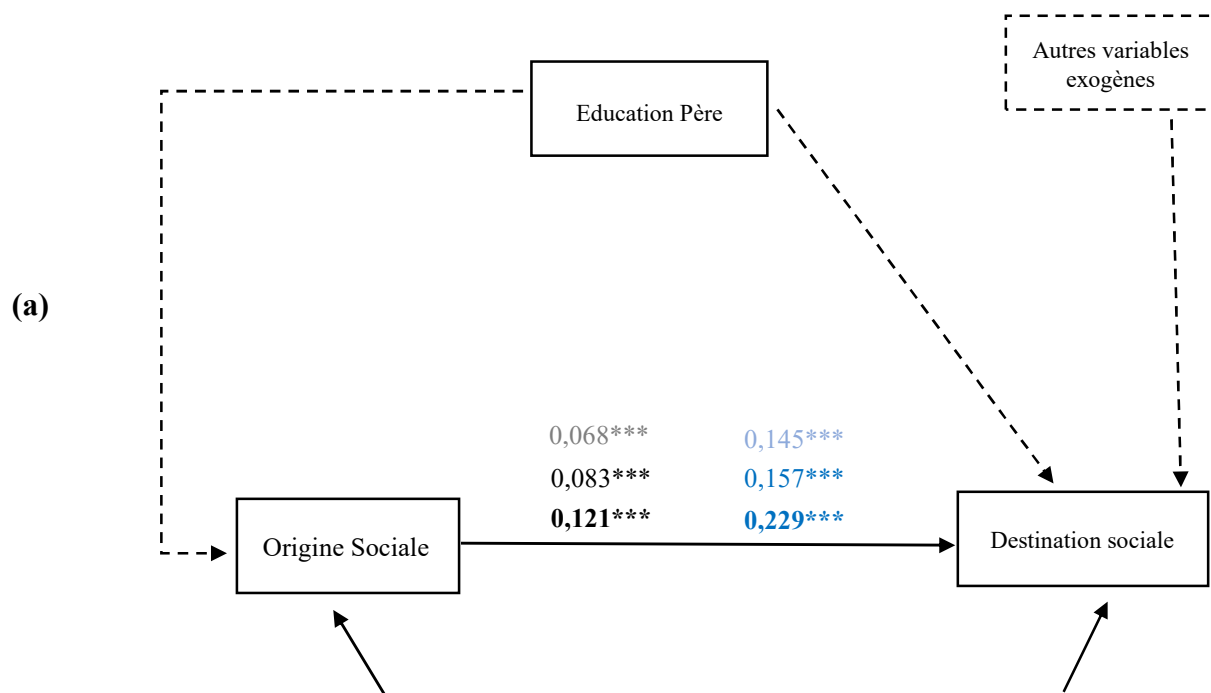
Lorsqu'on observe comment l'association entre le statut socioéconomique du père et celui de son enfant varie selon le niveau d'éducation atteint, il en ressort que de manière générale, l'école contribue à réduire les inégalités d'accès aux compartiments du marché du travail. Cependant, de manière spécifique, l'influence du père dans l'accès au secteur public augmente à mesure que le niveau d'éducation croît. Ce qui révèle que l'influence de la famille est moindre chez les enfants les plus instruits, mais lorsque la concurrence entre ces derniers s'accroît cette influence s'accroît également comme c'est le cas dans l'accès au secteur public. Aussi, bien que l'école réduise les inégalités de chances sur le marché du travail camerounais, il ressort de cette étude que ce rôle de l'école a diminué avec le temps car, les inégalités de chances d'accès aux segments du marché du travail camerounais diminuent moins à mesure que le niveau d'éducation augmente entre 2005 et 2010. Cette tendance est d'autant inquiétante que, entre 2005 et 2010, l'influence des parents dans l'accès aux compartiments du marché du travail a plutôt augmentée de manière générale et, conformément aux hypothèses de la dynamique évoquées, ces inégalités d'accès se sont accrues dans les secteurs modernes, ceci beaucoup plus dans le secteur public où la compétition pour y accéder semble plus rude comparé au privé formel. Au vue de la perte d'efficacité de l'école au fil du temps, il en ressort que des mesures doivent être mises en place pour accroître son efficacité dans la lutte contre les inégalités liées à l'origine familiale dans l'accès au marché du travail. De plus, une attention particulière doit être orientée vers les secteurs où la concurrence d'accès est croissante au fil du temps contribuant ainsi à discréditer le caractère méritocratique de l'école.



Lecture de la figure : Les effets en noirs sont ceux de 2005, en bleu ceux de 2010. * significativité à 10%, ** significativité à 5% et *** significativité à 1%.

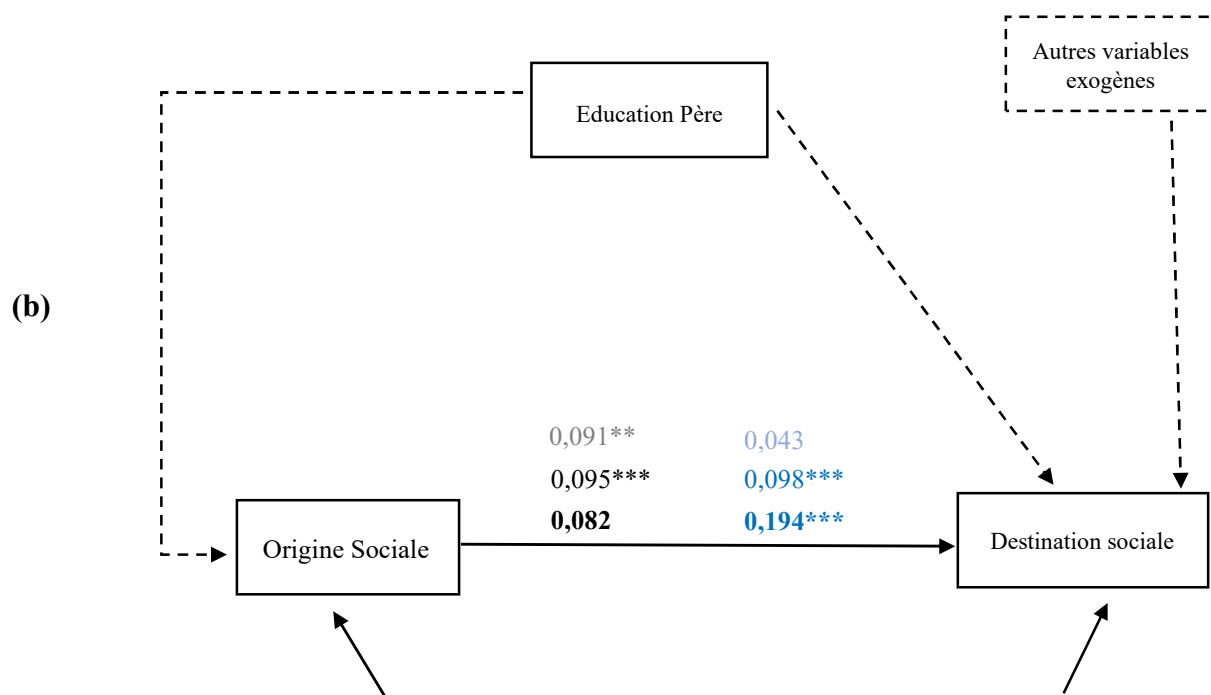
Figure A.1 : Analyse des pistes causales de la mobilité intergénérationnelle entre 2005 et 2010

Figure A.2 : Modèles de pistes causales d'accès au **secteur public** selon 3 niveaux d'éducation (primaire, secondaire et supérieur) entre 2005 et 2010



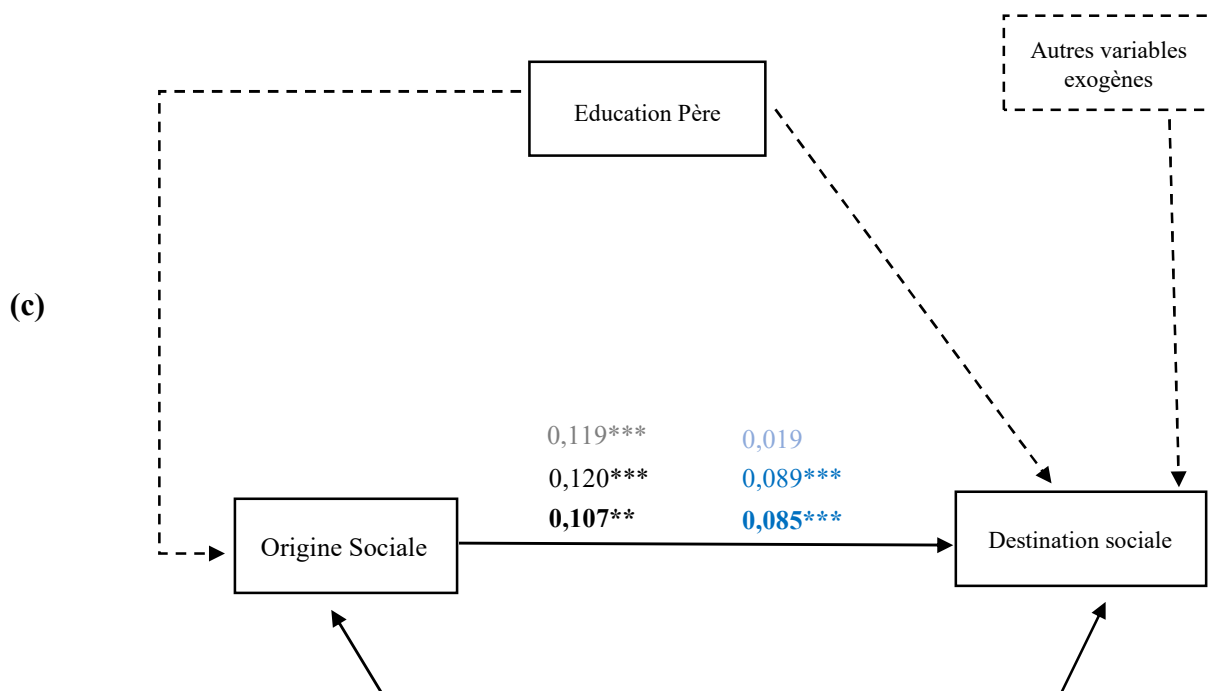
Lecture de la figure : Les effets en noirs sont ceux de 2005, en bleu ceux de 2010. Les effets les plus foncés et les plus en dessous sont ceux du supérieur, ensuite le secondaire et les moins foncés sont ceux du primaire. *** significativité à 1%. Les flèches en traits interrompus représentent un ensemble de variables exogènes parmi lesquels on retrouve : l'âge, le sexe, le milieu de résidence, le statut matrimonial, le niveau d'éducation du père, le statut d'handicap et d'analphabète (anglais et français) de l'enfant. Les effets de ces variables exogènes du modèle ne sont pas présentés ici par soucis de simplification.

Figure A.2 (b) : Modèles de pistes causales d'accès au **secteur privé formel** selon 3 niveaux d'éducation (primaire, secondaire et supérieur) entre 2005 et 2010



Lecture de la figure : Les effets en noirs sont ceux de 2005, en bleu ceux de 2010. Les effets les plus foncés et les plus en dessous sont ceux du supérieur, ensuite le secondaire et les moins foncés sont ceux du primaire. * significativité à 10%, ** significativité à 5% et *** significativité à 1%. Les flèches en traits interrompus représentent un ensemble de variables exogènes parmi lesquels on retrouve : l'âge, le sexe, le milieu de résidence, le statut matrimonial, le niveau d'éducation du père, le statut d'handicap et d'analphabète (anglais et français) de l'enfant. Les effets de ces variables exogènes du modèle ne sont pas présentés ici par soucis de simplification.

Figure A.2 (c) : Modèles de pistes causales d'accès au **secteur informel** selon 3 niveaux d'éducation (primaire, secondaire et supérieur) entre 2005 et 2010



Lecture de la figure : Les effets en noirs sont ceux de 2005, en bleu ceux de 2010. Les effets les plus foncés et les plus en dessous sont ceux du supérieur, ensuite le secondaire et les moins foncés sont ceux du primaire. * significativité à 10%, ** significativité à 5% et *** significativité à 1%. Les flèches en traits interrompus représentent un ensemble de variables exogènes parmi lesquels on retrouve : l'âge, le sexe, le milieu de résidence, le statut matrimonial, le niveau d'éducation du père, le statut d'handicap et d'analphabète (anglais et français) de l'enfant. Les effets de ces variables exogènes du modèle ne sont pas présentés ici par soucis de simplification.

Tableau A.1. : Association (OED) avec des données d'Imputation Multiple

Modèle						
Année 2005						
	N	df	rG ²	P	BIC	DI
(1) [OED=(OE) (ED)] (indépendance conditionnelle)	9210	16	0,00	0,00	49,0	4,6
(2) [OED=(OE) (ED) (OD)] (association constante OD)	9210	12	82,3	0,77	-75,0	1,1
(3) [OED=(OE) (ED) β_E (OD)] (UNIDIFF sur OD)	9210	9	92,7	0,73	-68,0	0,6
Année 2010						
(1) [OED=(OE) (ED)] (indépendance conditionnelle)	6687	8	0,00	0,00	36,9	3,2
(2) [OED=(OE) (ED) (OD)] (association constante OD)	6687	5	92,0	0,77	-53,1	0,6
(3) [OED=(OE) (ED) β_E (OD)] (UNIDIFF sur OD)	6687	7	96,2	0,73	-39,9	0,3

Auteur à partir de STATA 13

Figure A.3: Association OD selon le niveau d'éducation à partir des données d'Imputation Multiple

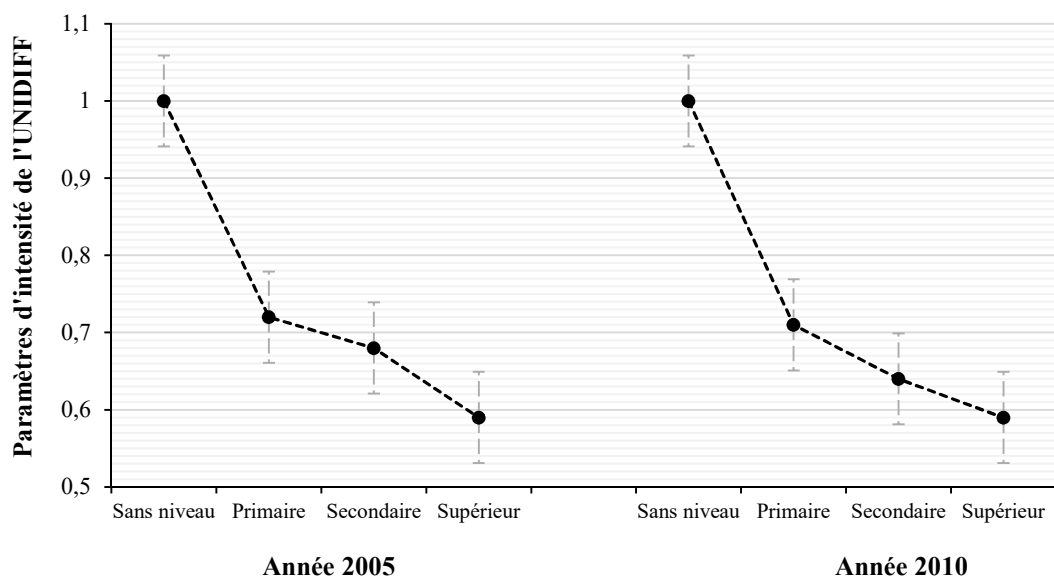


Tableau A.2 : Modèles d'association (OD) selon le niveau d'éducation (E) à 3 modalités

Modèle	N	df	rG ²	p	BIC	DI
Année 2005						
(1) [OED=(OE) (ED)] (indépendance conditionnelle)	4440	12	0,00	0,00	7,1	4,9
(2) [OED=(OE) (ED) (OD)] (association constante OD)	4440	8	79,6	0,00	-45,2	2,1
(3) [OED=(OE) (ED) β_E (OD)] (UNIDIFF sur OD)	4440	6	94,9	0,48	-44,9	0,9
Année 2010						
(1) [OED=(OE) (ED)] (indépendance conditionnelle)	4138	11	0,00	0,00	-1,2	3,9
(2) [OED=(OE) (ED) (OD)] (association constante OD)	4138	7	95,5	0,77	-54,2	0,5
(3) [OED=(OE) (ED) β_E (OD)] (UNIDIFF sur OD)	4138	5	96,9	0,73	-38,8	0,4

Auteur à partir de STATA 13

Figure A.4: Association OD selon le niveau d'éducation en 2005 et 2010

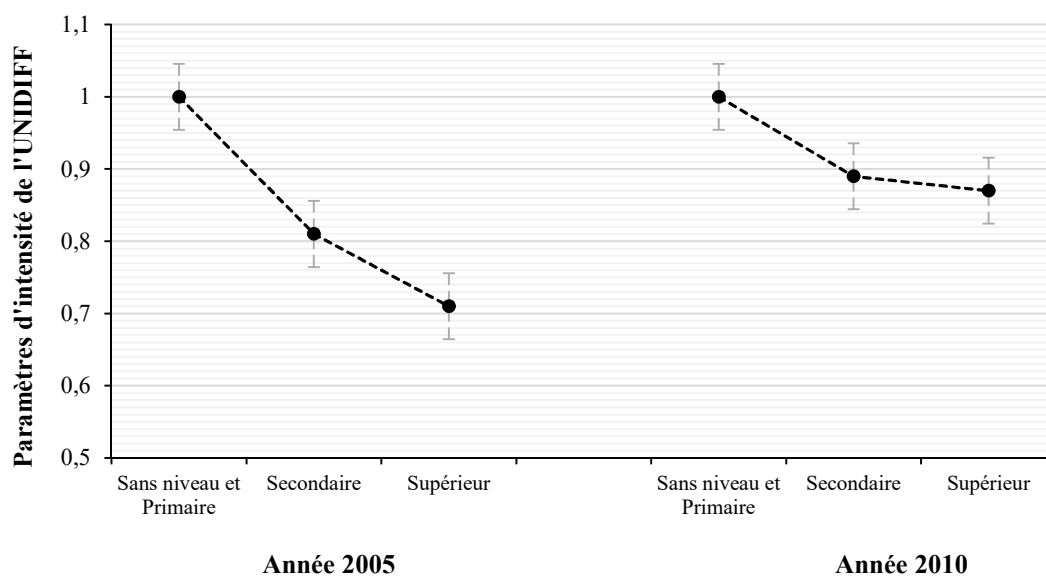
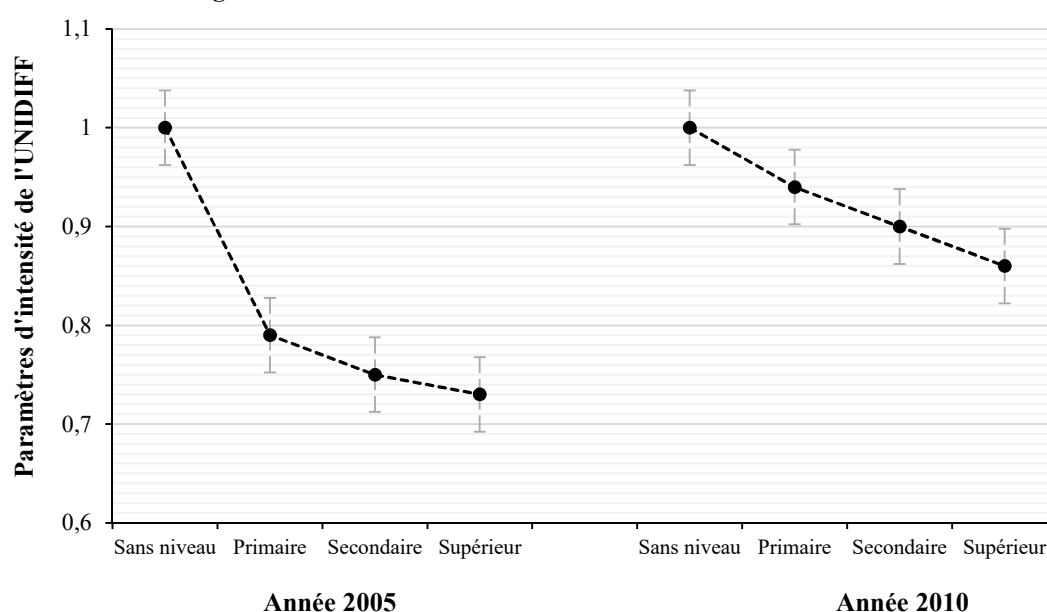


Tableau A.3 : Modèles d'association (OD) selon le niveau d'éducation (E) en 2005 et 2010

Modèle	N	df	rG ²	p	BIC	DI
Année 2005						
(1) [OED=(OE) (ED)] (indépendance conditionnelle)	4440	30	0,00	0,00	-160,0	3,5
(2) [OED=(OE) (ED) (OD)] (association constante OD)	4440	21	68,7	0,12	-147,6	1,9
(3) [OED=(OE) (ED) β_E (OD)] (UNIDIFF sur OD)	4440	18	79,4	0,39	-132,2	1,4
Année 2010						
(1) [OED=(OE) (ED)] (indépendance conditionnelle)	4138	20	0,00	0,00	-54,0	5,9
(2) [OED=(OE) (ED) (OD)] (association constante OD)	4138	16	79,4	0,11	-110,0	2,1
(3) [OED=(OE) (ED) β_E (OD)] (UNIDIFF sur OD)	4138	14	83,8	0,20	-98,3	1,9

Auteur à partir de STATA 13.

Figure A.5: Association OD selon le niveau d'éducation en 2005 et 2010



REFERENCES

- Agresti, A., C. R. Mehta, and N. R. Patel. (1990). "Exact inference for contingency tables with ordered categories". *J. Amer. Statist. Assoc.* 85: 453-458.
- Alesina, A., Tella, R. D., & MacCulloch, R. (2004). "Inequality and happiness: Are Europeans and Americans different? ". *Journal of Public Economics*, 88(9-10), 2009-2042.
- Becker G. S. and Tomes N. (1986), « Human Capital and the Rise and Fall of Families », *Journal of Labor Economics* Vol. 4 (Issue 3), p. S1-S39. (Ed.), *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Becker G.S. (1964), *Human capital*, Columbia University Press.
- Becker, G. (1991). « A treatise on the family », Enlarged edition, Cambridge, MA, Harvard University Press.
- Becker, G. and N. Tomes., (1976). « Child endowments and the quantity and quality of children », *Journal of Political Economy*, 84, S143-S162.

- Becker, G., (1993). « Human Capital : A Theoretical and Empirical Analysis ». Third edition, University of Chicago Press.
- Becker, Gary S. and Tomes, Nigel. (1979), “An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility”. *Journal of Political Economy* 87, 1153–1189.
- Becker, Gary. (1964). “Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education”. NBER: Chicago.
- Behn, William H., Carnoy, Martin, Carter, Michaela. Crain, Joycec. and Lewin, Henry H. (1976) School is bad; work is worse, in: Carnoy, M. & Lewin, H.M. (Eds) *Tiu Limits of Educational Reform*, pp. 219-244 (New York, McKay).
- Bell, Daniel (1973). “The Coming of post Industrial Society” (New York, Basic Books).
- Birch, M. W. (1963). “Maximum likelihood in three-way contingency tables”. *J. Roy. Statist. Soc. Ser. B* 25: 220233.
- Birch, M. W. (1964a). “A new proof of the Pearson Fisher theorem”. *Ann. Math. Statist.* 35: 817824.
- Birch, M. W. (1964b). “The detection of partial association I: The 2 2 case”. *J. Roy. Statist. Soc. Ser. B* 26: 313324.
- Birch, M. W. (1965). “The detection of partial association II: The general case”. *J. Roy. Statist. Soc. Ser B* 27: 111124.
- Bowles, S and Gintis, H (1976) “*Schooling in Capitalist America: educational reform and the contradictions of economic life*” (New York, Basic Books).
- Bukodi, E., and Golthorpe, J.H. (2015). “Educational Attainment - relative or absolute - as a Mediator of Intergenerational Class Mobility in Britain”. *Research in Sociial Stratification and Mobility*.
- Byrne, B.M. (1998), “Structural Equation Modeling with LISREL, PRELIS and SIMPLIS: Basic Concepts, Applications and Programming”. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Collins, Randall (1971) “Functional and conflict theories of educational stratification”, *American Sociological Review*, 36, pp. 1002-1019.
- Davis, Kingsley and Woore, Wilbert E. (1945). “Some principles of stratification, *American Sociological Review*, 10, pp. 242-249.
- Delhey, J., & Kohler, U. (2011). “Is happiness inequality immune to income inequality? New evidence through instrument-effect-corrected standard deviations”. *Social Science Research*, 40(3), 742–756.
- Diamantopoulos, A. and Siguaw, J.A. (2000), *Introducing LISREL*. London: Sage Publications.
- Dreeben, Robert (1968) “*On what is Learned in School*” (Reading, Massachusetts, Addison-Wesley).
- Duru-Bellat, M. (2015). “Social Inequality and Schooling”. *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences (Second Edition)*, Volume null, Issue null, Pages 325-330. Pp 325–330.
- Erikson, Robert, and John H. Goldthorpe. (1992). “The Constant Flux : A Study of Class Mobility in Industrial Societies”. New York: Oxford University Press.
- Gans, Herbert J. (1972) “The positive functions of poverty”, *American Journal of Sociology*, 78, pp. 275-289.
- Goodman, Leo A. (1970). "The Multivariate Analysis of Qualitative Data: Interactions Among Multiple Classifications" *Journal of the American Statistical Association* 65:225-56.
- Goodman, Leo A. (1986). "Some Useful Extensions of the Usual Correspondence Analysis Approach and the Usual Log-Linear Models Approach in the Analy- sis of Contingency Tables." *International Statisti- cal Review* 54:243-309.
- Goux, D & Maurin, E. (2001). La mobilité sociale et son evolution: Le rôle des anticipations réexaminé. *Annales d'Economie et de Statistique*, 62, 71-96. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/20076282>

- Goux, D. & Maurin E. (1997a). "Meritocracy and Social Heredity in France: Some Aspects and Trends". *European Sociological Review*, Vol.13 (2) pp.159-177.
- Goux, D. & Maurin, E. (1995). Origine sociale et destinée scolaire: L'inégalité des chances devant l'enseignement à travers les enquêtes Formation-Qualification Professionnelle 1970, 1977, 1985 et 1993. *Revue Française de Sociologie*, 36(1), 81-121.
- Goux, D. & Maurin, E. (1997b). « Destinées sociales : Le rôle de l'école et du milieu d'origine ». *Economie et statistiques*, 306, pp 13-26.
- Goux, D. and Maurin, E., (1997) « Meritocracy and Social Heredity in France : Some Aspects and Trends ». *European Sociological Review*, Vol. 13, No. 2, 159-177.
- Heath A., & Mills C., & Roberts J. (1992). "Towards meritocracy? Recent evidence on an old problem". JUSST Working Paper, n° 3, Oxford.
- Hellier, Joel. (2016). « Education, Intergenerational Mobility and Social Stratification: Theory ». Document de travail du LEM Discussion paper LEM 2016-07.
- Hooper, D., Coughlan, J. and Mullen, M. R., (2008) "Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit." *The Electronic Journal of Business Research Methods* Volume 6 Issue 1 2008, pp. 53 - 60, available online at www.ejbrm.com
- Hu, L.T. and Bentler, P.M. (1999), "Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives," *Structural Equation Modeling*, 6 (1), 1-55.
- Hyunjoon, Park., (2004). « Intergenerational Social Mobility Among Korean Men in Comparative Perspective », *Research in Social Stratification and Mobility*, Volume 20, 227-253.
- Institut National de la Statistique. (2011), « Deuxième Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel au Cameroun (EESI2) ». Rapport principal Phase 1 : Enquête sur l'emploi.
- Jackson. M. and Golthorpe H. Mills C. (2005) "Education, Employers and Class Mobility" *Research in Social Stratification and Mobility*, Volume 23, 3-33.
- Jeffrey, C. J. (1981). "Theories of Social and Educational Inequality: From Dichotomy to Typology", *British Journal of Sociology of Education*, Vol. 2, No. 1 (1981), pp. 71-89.
- Jöreskog, K. and Sörbom, D. (1993), LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language. Chicago, IL: Scientific Software International Inc.
- Karlson, K. B., and Holm, A. (2011). "Decomposing primary and secondary effects: A new decomposition method". *Research in Social Stratification & Mobility*, 29(2), 221-237.
- Levin, Jack (1975) *The Functions of Prejudice* (New York, Harper & Row).
- MacCallum, R.C., Browne, M.W., and Sugawara, H., M. (1996), "Power Analysis and Determination of Sample Size for Covariance Structure Modeling," *Psychological Methods*, 1 (2), 130-49.
- McDonald, R.P. and Ho, M.-H.R. (2002), "Principles and Practice in Reporting Statistical Equation Analyses," *Psychological Methods*, 7 (1), 64-82.
- MINEFOP (2008), Stratégie de formation professionnelle, Rapport final, Yaoundé.
- Ministère de l'Emploi et de la Formation professionnelle (2008), *Plan d'action dans le domaine de la formation professionnelle au titre de 2008-2012*, Rabat.
- Mood, C. (2010). "Logistic regression: Why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it. *European Sociological Review*, 26(1), 67-82.
- Moore, Wilbert E. (1963) "But some are more equal than others", *American Sociological Review*, 28, pp. 13-28.
- Njike. Njikam. G. B et Lontchi Tchhoffo. R. M, Mwaffo Fotzeu. V., (2005). "Caractéristiques de l'Emploi des jeunes au Cameroun". Cahiers de la stratégie de l'emploi. Unité politiques de l'emploi Département de la stratégie en matière d'emploi.
- Parsons, Talcott & Shils, Edward A. (1951) "*Toward a General Theory of Action*" (Cambridge, Harvard University Press).

- Pasquier-Doumer L. (2010). Inequality of Opportunities in West-African Urban Labour Markets, Dial Working Paper, DT/2010/09.
- Pasquier-Doumer L., & Rosas S. (2005). Inégalités des chances sur le marché du travail: Effets de l'origine sociale sur la mobilité occupationnelle à Lima. Document de travail DIAL DT/2005/04.
- Rothstein, B., & Uslaner, E. M. (2005). "All for all: Equality, corruption, and social trust". *World Politics*, 58, 41–72.
- Solon, Gary. (2017), "What Do We Know So Far about Multigenerational Mobility?". Institute of Labor Economics. Discussion Paper N° 10623.
- Solt, F. (2008). "Economic inequality and democratic political engagement". *American Journal of Political Science*, 52(1), 48–60.
- Spence, M. A. (1973). "Job market signaling". *Quarterly Journal of Economics*, 87, 355–374.
- Steiger, J.H. (1990), "Structural model evaluation and modification," *Multivariate Behavioral Research*, 25, 214-12.
- Steiger, J.H. (2007), "Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling," *Personality and Individual Differences*, 42 (5), 893-98.
- Triventi, M., (2013). "The Role of Higher Education Stratification in the Reproduction of Social Inequality in the Labor Market". *Research in Social Stratification and Mobility* 32 45-63. Department of Sociology and Social Research, University of Milano-Bicocca, Milan, Italy. Pp 45-63.
- Vallet, L.-A. (2004). Change in intergenerational class mobility in France from the 1970s to the 1990s and its explanation: An analysis following the CASMIN approach. In: R. Breen
- Vallet, Louis-André., (2017). "Mobilité entre générations et fluidité sociale en France: Le rôle de l'éducation ». *Revue de l'OFCE*, 150. CNRS-Observatoire Sociologique du changement, Sciences Po, Paris.
- Van Wilsem, J. (2004). "Criminal victimization in cross-national perspective". *European Journal of Criminology*, 1, 1477–3708.
- Walther Richard., (2009) « Les nouveaux dispositifs de formation professionnelle post-primaire : Les résultats d'une enquête sur le terrain au Cameroun, Mali et Maroc ». Agence Française de Développement. Document de travail N° 80.
- Xie, Yu. (1992), "The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables". *American Sociological Review*, Vol. 57, No. 3 (Jun., 1992), pp. 380-395.
- Yamaguchi K. (1983). "The Structure of Intergenerational Occupational Mobility: Generality and Specificity in Resources, Channels, and Barriers". *American Journal of Sociology*, vol. 88, n° 4.