

Éducation et marchés du travail à Brazzaville et Pointe Noire (Congo-Brazzaville)¹

Mathias Kuépié
Christophe J. Nordman²

L'objectif de cette étude est d'analyser l'impact de l'éducation sur l'insertion sur le marché du travail et en particulier sur les rémunérations dans les deux principales métropoles de la République du Congo. Nous exploitons les données de première main de l'Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel au Congo (EESIC) de 2009 portant sur environ 3 000 ménages représentatifs des villes de Brazzaville et de Pointe-Noire. Les résultats montrent que l'éducation est relativement répandue dans les deux villes, puisque le niveau moyen tourne autour de dix années d'études. Quant au marché du travail, il est marqué par une hypertrophie du secteur informel, qui constitue potentiellement une trappe à pauvreté. Le chômage est élevé, surtout chez les jeunes, et croît avec le niveau d'étude. Le marché du travail urbain congolais présente aussi une caractéristique spécifique qui est le poids du secteur public, qui emploie presque un actif sur trois dans la capitale (Brazzaville) et un peu plus d'un sur cinq dans l'ensemble des deux villes. Le secteur privé formel y est donc réduit à la portion congrue. Il ressort des analyses économétriques que les rendements de l'éducation sont convexes, c'est-à-dire que les dernières années du lycée et du supérieur sont les plus rentables alors que les rendements du primaire sont généralement plus faibles. Cette convexité s'observe même dans le secteur informel dans lequel l'éducation (certes à une autre échelle) est également un important déterminant des gains. Ces résultats interpellent les politiques d'emploi et de lutte contre la pauvreté au Congo-Brazzaville. Des propositions de politiques sont ainsi développées dans ce sens tout au long de l'étude.

Introduction

En Afrique subsaharienne, l'éducation est souvent considérée comme le principal instrument de la lutte contre la pauvreté, car elle peut aider les individus à accéder à de meilleurs emplois et, par conséquent, à accroître leur revenu du travail. Néanmoins, dans les faits, si l'éducation voit son importance fortement réaffirmée en tant que composante intrinsèque du développement et du bien-être des populations dans cette région (via, notamment, les Objectifs du Millénaire pour le Développement et l'initiative Éducation pour tous),

son efficacité économique est, elle, plus contestée. Il est largement admis que le fossé entre éducation et emploi se creuse. Les villes d'Afrique subsaharienne se caractérisent par une montée du chômage, surtout parmi les travailleurs instruits (Kuépié, Nordman et Roubaud, 2009, 2010). Ainsi, on assiste à une explosion du nombre de jeunes très qualifiés qui ne parviennent pas à trouver un emploi correspondant à leurs qualifications dans le secteur formel. Ce décalage entre l'investissement (en hausse) dans l'éducation et les opportunités réelles offertes sur le marché du travail constitue un grave problème auquel les autorités sont confrontées.

¹Cette étude a été commissionnée par le Poverty Reduction and Economic Management Unit (Africa Region) de la Banque Mondiale. Nous remercions Hannah Nielsen et Monthé Bienvenu Biyouidi pour leurs commentaires et suggestions lors d'une première version de cette étude. Leurs erreurs et omissions éventuelles sont de la responsabilité des auteurs.

²CEPS/INSTEAD-Luxembourg et UMR DIAL, IRD-Paris Dauphine, kuepie@ dial.prd.fr, mathias.kuepie@ceps.lu, UMR DIAL, IRD-Paris Dauphine, nordman@ dial.prd.fr.

Depuis des années, on sait que les rentes qui existent sur le marché du travail formel (et tout particulièrement dans le secteur public, qui prédomine) sont si élevées qu'il pourrait être rationnel, pour les individus, de se placer dans la file d'attente à l'entrée du secteur formel et de ne pas tenir compte des rendements offerts par le marché informel. Dans ce contexte, l'éducation ne semble plus constituer un rempart contre la pauvreté et l'exclusion sociale en Afrique subsaharienne. Il est donc primordial de réévaluer l'efficacité externe de l'investissement consacré à l'école dans les pays de cette région.

La situation précédente s'applique, plus qu'ailleurs en Afrique, au Congo-Brazzaville. En effet, selon les résultats de l'enquête congolaise auprès des ménages (CNSEE, 2006) ce pays se caractérise par un niveau très élevé d'éducation : le taux net de scolarisation primaire est estimé à 87 % en 2005 et celui du secondaire à 44 %. Le taux d'alphabétisation s'élève à 80 % chez la population de 15 ans et plus, ce qui témoigne du fait que la généralisation de la scolarisation n'est pas un phénomène récent. Mais ces bonnes performances quantitatives du système éducatif congolais sont à nuancer quand on les met en regard aux indicateurs qualitatifs : près d'un quart des élèves inscrits en première année n'atteignent pas la dernière année du primaire (CONFEMEN & MEPSA, 2009) et près de trois élèves sur dix présentent des niveaux de connaissances très faibles (5/20) aux tests PASEC.

Sur le plan économique, le Congo-Brazzaville a connu une croissance économique soutenue due essentiellement au secteur pétrolier (taux de croissance du PIB entre 5 et 15 % entre 2000 et 2009)³. Malgré cette bonne performance économique, le taux de pauvreté demeure élevé puisque près de la moitié de la population vit en dessous du seuil de pauvreté. Cette situation résulte, en grande partie, du fait que le marché du travail est fortement contraint, avec des niveaux de chômage élevés : un quart des actifs n'avait pas d'emploi en 2005, avec une situation encore plus préoccupante dans les deux grandes villes du pays où pratiquement un actif sur trois était au chômage. La structure du marché du travail est largement dominée par le secteur informel (78 %) dans lequel ceux qui exercent ont toutes les chances d'être pauvres (80 %). Les secteurs public et privé sont largement plus protecteurs contre la pauvreté (ils ne recèlent que respectivement 5 et 10 % de travailleurs pauvres) mais offrent très peu de possibilité d'insertion car ils ne pèsent respectivement que 9 et 13 % des emplois totaux.

³ Voir les sites CNSEE : www.cnsee.org et <http://www.congo-siteportal.info>

Dans cette configuration socio-économique paradoxale où croissance économique, rationnement des emplois viables sur le marché du travail et scolarisation généralisée vont de pair, il semble particulièrement intéressant d'interroger au niveau individuel, et de façon rigoureuse, les liens entre performances éducatives, insertion sur le marché du travail et rendement privé économique des années d'éducation.

Les études traditionnelles traitant de l'efficacité externe des systèmes d'enseignement examinent l'impact de l'éducation reçue par les individus sur leur parcours après que ceux-ci ont quitté l'école ou leur établissement de formation pour poursuivre leur vie d'adulte dans la société. Il existe deux types d'impact : un impact économique au sens le plus étroit et un impact social, plus large, qui peuvent l'un et l'autre être interprétés sous l'angle individuel ou collectif. La présente étude s'intéresse uniquement aux dimensions économique et privée de l'efficacité externe de l'éducation.

L'analyse des rendements privés conférés par l'éducation se fonde sur la théorie standard du capital humain, selon laquelle les écarts de rémunération entre individus résultent d'une rémunération différente suivant le niveau de dotation en capital humain des travailleurs. On peut donc penser que l'investissement dans l'éducation constitue un facteur explicatif de la distribution des gains individuels. Ce principe a d'importantes conséquences pour les pays pauvres, car il justifie l'existence d'écarts de revenu entre individus sur le marché du travail. Sous l'angle de la politique publique, si les rendements de l'éducation sont élevés pour les individus issus d'un milieu pauvre, il serait sensé de déployer des politiques de lutte contre la pauvreté qui favorisent l'égalité des chances dans l'accès à l'école. Cependant, l'hypothèse selon laquelle l'éducation, et, partant, la productivité, serait le seul déterminant des écarts de rémunération entre individus, suscite de nombreuses objections et critiques. Bien des auteurs démontrent, particulièrement dans un contexte africain, que les théories traditionnelles postulant l'égalité des niveaux de revenu entre individus ayant une dotation en capital humain identique ne sont pas valides lorsque les marchés sont imparfaits ou segmentés.

Dans la plupart des pays d'Afrique, les marchés sont non seulement imparfaits, mais la nature des contrats de travail interfère aussi, de manière significative, dans la relation entre dotation en capital humain et rémunération. Il est en particulier largement admis que les pays en développement comptent quatre types de marché du travail : rural, public, privé formel et informel. Ces marchés ont chacun leurs spécificités, telles que la saisonnalité

des emplois et l'incertitude quant au niveau de la demande, la nature des contrats et la structure des salaires et des rémunérations (Ray, 1998 ; Hess et Ross, 1997 ; Schultz, 2004). Néanmoins, beaucoup d'études traitant du lien entre éducation et marché du travail dans ces pays négligent le fait que l'existence de segments d'emploi différents, surtout dans les secteurs rural et informel, peut avoir des répercussions importantes sur le rôle de l'éducation dans l'intégration au marché du travail⁴.

Compte tenu de ces spécificités africaines, nous cherchons ici à analyser les effets de l'éducation sur la participation au marché du travail urbain et la rémunération du travail à Congo-Brazzaville. En utilisant la première phase de l'enquête 1-2 menées dans ce pays en 2009, nous élargissons le champ d'analyse et affinons les indicateurs habituellement utilisés pour évaluer l'efficacité de l'éducation dans l'intégration au marché du travail en Afrique subsaharienne. À cette fin, nous estimons les déterminants de la répartition du travail entre les secteurs (public/formel privé/informel) et les déterminants du revenu du travail, et avant tout l'influence de l'éducation. En outre, grâce à nos données d'enquête auprès des ménages, nous tenons compte de deux problèmes économétriques persistants qui se posent lorsque l'on cherche à évaluer l'impact causal de l'éducation sur le revenu : les éventuels biais de sélection imputables au choix endogène du secteur et l'endogénéité potentielle de la variable d'éducation dans la fonction de revenu.

Dans la suite de cet article, nous commençons par décrire l'enquête et les principales variables d'analyse. Ensuite, nous présentons et commentons les résultats de nos différentes analyses et, enfin, nous concluons et livrons des recommandations de politique économique.

Enquête et statistiques descriptives de l'éducation et de la rémunération individuelles à Congo-Brazzaville

L'enquête 1-2 à Congo-Brazzaville

L'enquête 1-2-3 est une enquête mixte (ménage / entreprise) modulaire développée par des chercheurs de DIAL (voir Amegashie et al. 2005 ; Razafindrakoto et al., 2009 ; Nordman et Roubaud, 2010). Dans sa version complète, il s'agit d'un système de trois enquêtes imbriquées, visant différentes populations statistiques: les individus,

⁴ Voir Kuépié, Nordman et Roubaud (2009) pour des précisions sur ce point.

les unités de production, les ménages. La première phase de l'enquête 1-2-3 est une enquête sur l'emploi, le chômage et les conditions de travail des ménages et des individus (phase 1 : Enquête emploi). Elle permet de documenter et d'analyser le fonctionnement du marché du travail et est utilisée comme filtre pour la deuxième phase, où un échantillon représentatif des Unités de Production Informels (UPI) est enquêté. Ainsi, dans la deuxième phase de l'enquête (phase 2 : enquête sur le secteur informel), les chefs des UPI identifiés lors de la première phase sont interrogés : l'enquête cherche à mesurer les principales caractéristiques économiques et productives des unités de production (production, valeur ajoutée, investissement, financement), les principales difficultés rencontrées dans le développement de l'activité, et quel type de soutien les entrepreneurs du secteur informel attendent des pouvoirs publics. Enfin, dans la troisième phase, une enquête spécifique sur les revenus et les dépenses est administrée à un sous-échantillon de ménages sélectionnés lors de la phase 1, pour estimer le poids des secteurs formel et informel dans la consommation des ménages, par produits et par types de ménage (phase 3 : enquête sur la consommation, la demande formelle et informelle et la pauvreté). La phase 3 permet également l'estimation du niveau de vie des ménages et de la pauvreté monétaire, basée sur les revenus ou les dépenses.

À Congo-Brazzaville, l'Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel (EESIC) est une enquête de type 1-2 menée en 2009 dans les agglomérations de Brazzaville et Pointe-Noire par le Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques de la République du Congo (voir CNSEE, 2009). L'enquête phase 1 a concerné 2 977 ménages (dont 1 446 à Brazzaville et 1 531 à Pointe-Noire), représentant au total plus de 10 000 personnes. Un questionnaire emploi a été rempli pour tous les individus âgés de 10 ans ou plus. Dans les faits, rares sont les enfants qui sont actifs avant 15 ans : seulement 10 enfants de 10-14 ans sur 978 ont été identifiés comme chômeurs (4 personnes) ou ayant un emploi (6 personnes). Ainsi, dans le cadre de cette étude, nous nous intéressons aux personnes de 15 ans et plus.

Statistiques descriptives de l'éducation⁵

Le niveau d'instruction a été déterminé par une série de questions posées à chaque membre d'un ménage concernant : la fréquentation de l'école (actuelle ou passée), le niveau d'instruction atteint, le nombre d'années de scolarité achevées, les

⁵ Des statistiques descriptives de l'ensemble des variables utilisées dans cette étude sont présentées dans le Tableau A1 en Annexe II.

qualifications obtenues (différenciation entre l'enseignement général et l'enseignement professionnel), le type d'établissement fréquenté pendant la dernière année de scolarité, ainsi que le niveau d'instruction et la situation d'emploi du père de l'enquêté.

La synthèse des statistiques présentées dans le Tableau 1 plus bas et le Graphique 1 en Annexe II montrent quel accumulation de capital éducatif est non négligeable : le nombre moyen d'années de scolarité achevées s'élève à environ 9 ans, et plus des trois quart des personnes âgées de 15 ans et plus (83 %) ont achevé le cycle primaire, 6 % sont parvenus à achever le niveau secondaire 2 (le lycée, qui est de trois années) sans poursuivre au-delà, et près de 12 % ont poursuivi sur des études supérieures. Ainsi, une forte proportion des individus (20 %) ne parvient pas à achever le second cycle du secondaire une fois qu'il est atteint (soit un total de sept années d'enseignement secondaire). Notons que la distribution des individus âgés de 15 ans et plus par niveau d'instruction dans chacune des villes (Brazzaville, Pointe-Noire) est proche, avec cependant une proportion plus forte de population probablement analphabète à Pointe-Noire (sans éducation ou niveau primaire inachevé⁶ : 19 % à Pointe-Noire contre 15 % à Brazzaville) et, en contrepartie, une proportion supérieure d'individus ayant poursuivi des études supérieures à Brazzaville (13 % contre 9 %).

En somme, ces caractéristiques témoigneraient d'un fort taux d'abandon entre les cycles et en cours de cycle.

Tableau 1 :

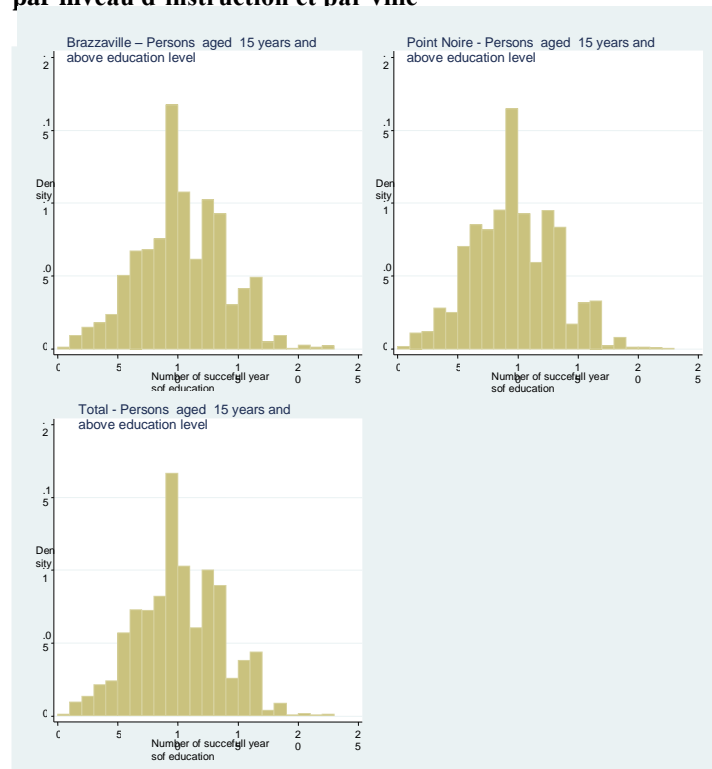
Distribution du niveau d'instruction par ville (individus âgés de 15 ans et plus, %)

<i>Ensemble</i>			
Niveau d'étude atteint	Brazzaville	Pointe-Noire	Total
Aucun niveau / Primaire inachevé	15.63	19.61	16.97
Primaire achevé / Secondaire 1 inachevé	35.21	39.57	36.68
Secondaire technique	8.21	6.42	7.61
Secondaire 1 achevé / Secondaire 2 inachevé	21.14	19.50	20.58
Secondaire 2 achevé	6.38	5.99	6.25
Études supérieures	13.43	8.92	11.91
Total	100.00	100.00	100.00
<i>Hommes</i>			
Aucun niveau / Primaire inachevé	12.23	14.63	13.06
Primaire achevé / Secondaire 1 inachevé	29.35	36.11	31.68
Secondaire technique	6.44	6.48	6.46
Secondaire 1 achevé / Secondaire 2 inachevé	24.43	22.27	23.68
Secondaire 2 achevé	8.37	7.25	7.98
Études supérieures	19.17	13.27	17.14
Total	100.00	100.00	100.00
<i>Femmes</i>			
Aucun niveau / Primaire inachevé	18.76	24.48	20.66
Primaire achevé / Secondaire 1 inachevé	40.61	42.95	41.39
Secondaire technique	9.84	6.36	8.69
Secondaire 1 achevé / Secondaire 2 inachevé	18.10	16.78	17.66
Secondaire 2 achevé	4.55	4.76	4.62
Études supérieures	8.13	4.66	6.98
Total	100.00	100.00	100.00

Source : Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel au Congo (EESIC) 2009, Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques, République du Congo ; Calculs des auteurs.

Graphique 1 :

Ventilation des personnes âgées de 15 ans et plus par niveau d'instruction et par ville



Source : Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel au Congo (EESIC) 2009, Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques, République du Congo ; Calculs des auteurs.

⁶ Notons que d'après CONFEMEN & MEPSA (2009), environ 70 % des adultes savent lire et écrire après 6 années d'études réussies, avec de fortes variations selon les catégories sociales (urbains, ruraux, hommes, femmes).

Les femmes sont nettement désavantagées : plus de 20 % n'ont pas achevé l'école primaire (contre 13 % des hommes) - cette proportion grimpe à 24 % à Pointe-Noire - et seulement 7 % d'entre elles s'inscrivent dans un cursus d'études supérieures (contre 17 % des hommes). Lorsqu'on observe une ventilation par génération (tableau non présenté), on constate que, même jusqu'à l'âge de 50 ans, une écrasante majorité des individus (environ 88 %) ont achevé le cycle primaire. Cette configuration reflète une longue tradition de scolarisation au Congo. Notons qu'en Afrique, la dynamique de la scolarisation n'a probablement pas été dans tous les pays la même. Dans Kuépié, Nordman et Roubaud (2009), à partir d'enquêtes 1-2-3 similaires menées dans sept capitales d'Afrique de l'Ouest en 2002-2003, les auteurs faisaient état, à l'une des extrémités, de villes (Lomé, Abidjan et Cotonou) dotées d'une longue tradition de scolarisation, et, à l'autre extrémité, de celles où le développement de la scolarisation n'a débuté que récemment (Bamako, Niamey et, dans une certaine mesure, Ouagadougou). Les deux villes congolaises se situent, à n'en point douter, en bonne place dans le premier groupe. Un dernier point mérite d'être mentionné à propos du paysage éducatif : le faible poids de l'enseignement professionnel, qui n'excède jamais 8 % des plus de 15 ans, à l'exception des femmes à Brazzaville, où cette proportion atteint presque 10 %. C'est le signe d'un système éducatif qui privilégie la formation général au détriment l'enseignement technique et professionnel. Il s'agit d'un problème quasiment universel en Afrique (cf. Kuépié et *Alli op. cit.*)

Statistiques descriptives des rémunérations

Décrivons à présent l'une des variables utilisées dans notre étude pour étudier l'effet de l'éducation sur le marché du travail : la rémunération individuelle. En général, il n'est pas facile d'étudier la rémunération en Afrique, car, en grande majorité, les travailleurs relèvent du secteur agricole ou du secteur informel, où il n'y a ni comptabilité ni fiches de paie et où les individus sont naturellement réticents à communiquer leur revenu (cette situation n'est pas propre à l'Afrique). Les enquêtes emploi de type 1-2-3 donnent une estimation de tous les avantages liés à l'emploi (gratifications diverses, congés payés, logement, prestations en nature, etc.), sous forme monétaire ou non monétaire, qui s'ajoutent au revenu direct.

Cependant, comme à chaque fois dans ce type d'enquête, les erreurs de mesure sont plus grandes dans le cas des travailleurs non-salariés, surtout

dans le secteur informel⁷. Afin de surmonter ces problèmes, du moins en partie, deux stratégies ont été adoptées (cf. Manuel de l'agent enquêteur ; CNSEE, 2009) : premièrement, les enquêteurs devaient aider les non-salariés (travailleurs indépendants et employeurs) à reconstituer leur revenu en récapitulant leurs recettes et dépenses sur une période de référence. À l'issue de ce processus, les revenus des non-salariés ont été convertis en un total mensuel dans le questionnaire. Deuxièmement, on a demandé aux individus qui n'étaient pas à même ou qui refusaient de communiquer leur rémunération précise d'indiquer une tranche, parmi les six proposées, qui avaient été définies par des multiples du salaire minimum en vigueur. Ces deux stratégies ont permis de disposer d'un revenu quasiment pour tout le monde. En effet, seulement 5 personnes (sur 3 261 actifs occupés) n'ont pas du tout indiqué leur niveau de rémunération. Environ 6 % (190 personnes) en ont indiqué la tranche. Pour ces derniers, les revenus ont été imputés en prenant le centre de la tranche⁸. Pour obtenir la rémunération horaire, on a ensuite divisé ce revenu mensuel (net) par le nombre d'heures travaillées par mois. Comparée aux enquêtes emplois similaires, la déclaration des revenus est de loin plus précise dans les deux principales villes congolaises que dans les capitales des pays de l'UEMOA où en moyenne jusqu'à 36 % des actifs n'y ont déclaré que la tranche d'appartenance de leur revenu et près de 5 % n'en ont fourni aucune indication (Amegashie *et al.*, 2005).

Les statistiques synthétisées de la rémunération révèlent que le revenu mensuel moyen du travail, pour les personnes de 15 ans et plus à Brazzaville et Pointe-Noire, s'établit à 98 000 FCFA (149 € en 2010 ; Tableau 2). On observe d'ailleurs peu d'écart d'une ville à l'autre de façon agrégée. En revanche, la ventilation par secteur révèle des rémunérations sensiblement plus élevées dans le secteur privé formel de Pointe-Noire (239 € mensuels contre 200 € à Brazzaville). Les inégalités de rémunérations sont surtout très marquantes entre secteurs : par exemple, les travailleurs du secteur privé formel gagnent en moyenne 143 000 FCFA

⁷ Ce secteur regroupe toutes les unités de production sans identité fiscale ou statistique, ou sans comptabilité formelle.

⁸ L'imputation au centre de classe des revenus déclarés en tranches déforme peu la distribution des revenus. Sans prise en compte des revenus en tranche, le premier quartile est de 45 000 FCFA, la médiane de 75 000 FCFA, la moyenne de 104 000 FCFA (écart-type de 137 000 FCFA) et le dernier quartile de 120 000 FCFA. Après imputation, les différents quartiles sont les mêmes, seuls la moyenne et l'écart-type connaissent de faibles modifications (105 000 FCFA et 139 000 FCFA). Il s'agit ici de statistiques tirées de l'échantillon non pondéré.

(218 euros) par mois, ce qui est approximativement 1,8 fois plus que ce que perçoivent les travailleurs du secteur informel, qui doivent se contenter d'à peine plus de 78 000 FCFA (119 euros) par mois. Les travailleurs du secteur public sont aussi avantagés sur le marché du travail, avec 131 000 FCFA par mois (199 euros). Cette configuration bipolaire se retrouve dans les deux villes étudiées : fortes rémunérations dans le secteur privé formel (en particulier à Pointe-Noire), suivi de près par le secteur public, tandis que le secteur informel se situe loin derrière ces niveaux de rémunération. Dans l'ensemble, les écarts-types des revenus sont très élevés, quasiment du même ordre que la moyenne, ce qui est le signe d'une grande variabilité des rémunérations. C'est en particulier le cas dans le secteur privé formel, dans lequel l'écart-type atteint presque 200 000 FCFA, alors que le revenu moyen est de 143 000. Dans le secteur public où le revenu moyen n'est que de 130 000 F inférieur à celui du privé, l'écart-type est de 87 000 francs, traduisant ainsi que la variabilité du revenu y est plus contenue que dans le privé formel et même que dans le secteur informel (écart-type de 92 000 francs, alors que le revenu moyen n'y est que de 78 000 francs).

Tableau 2 :

Revenu moyen de l'activité principale (individus âgés de 15 ans et plus, en milliers de FCFA mensuels, écarts-types entre parenthèses)

	Secteur public	Secteur privé formel	Secteur informel	Total
Brazzaville	130.3 (84.1)	131.8 (213.4)	76.0 (93.6)	97.8 (111.7)
Pointe-Noire	133.4 (98.8)	156.8 (176.8)	81.0 (96.7)	98.0 (115.3)
Total	130.9 (87.2)	143.5 (197.3)	78.1 (94.9)	97.9 (113.1)

Source : Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel au Congo (EESIC) 2009, Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques, République du Congo ; Calculs des auteurs.

La décomposition du revenu moyen selon l'âge et le sexe produit des différences classiques (Tableau 3). Ainsi, pour l'ensemble des secteurs, la rémunération moyenne croît selon l'âge, passant d'environ 69 000 FCFA pour les jeunes de 15-29 ans à 104 000 francs pour les adultes de 30 à 49 ans, pour s'établir à environ 127 000 FCFA chez les plus de 50 ans. Si cette hiérarchie des revenus est bien respectée dans les secteurs formels (public et privé), on note dans l'informel une forme en « J » inversé : les jeunes de moins de 30 ans restent les moins bien rémunérés avec en moyenne 60 000 francs de revenu mensuel, mais ce sont les adultes qui y ont la rémunération la plus élevée (88 000 francs), de 10 000 francs supérieure à celle des 50 ans et plus.

Quel que soit le secteur d'activité, les femmes gagnent en moyenne moins que les hommes (73 000 FCFA contre 113 000 FCFA). Mais c'est dans les secteurs informels (62 000 FCFA contre 102 000 franc CFA) et public (106 000 FCFA contre 140 000 FCFA) que les différences sont au maximum. Dans le privé formel, les différences de revenu entre hommes et femmes ne sont que de 9 000 FCFA, faisant de ce secteur le plus égalitaire.

Il convient de souligner qu'on ne peut tirer aucune conclusion définitive de ces statistiques descriptives. Les analyses économétriques qui suivent permettront de répondre de façon plus appropriée à la problématique des différences de rémunération selon l'âge et le genre.

Tableau 3 :

Revenu moyen de l'activité principale selon l'âge, le sexe et le secteur d'activité (individus âgés de 15 ans et plus, en milliers de FCFA mensuels, écarts-types entre parenthèses)

Groupes d'âge	Ensemble			
	Public	Privé formel	Informel	Total
15-29 ans	95.9 (40.4)	97.6 (107.4)	60.0 (89.7)	68.6 (89.3)
30-49 ans	124.3 (71.8)	146.9 (197.3)	88.3 (97.2)	104.1 (110.7)
50 ans et plus	166.2 (122.8)	244.8 (311.0)	77.9 (90.4)	126.6 (145.6)
Total	130.9 (87.2)	143.5 (197.3)	78.2 (95.0)	98.0 (113.1)
	Hommes			
	Public	Privé formel	Informel	Total
15-29 ans	97.7 (43.4)	99.6 (110.2)	69.3 (110.5)	78.4 (104.5)
30-49 ans	130.5 (79.1)	145.5 (197.7)	102.3 (95.8)	116.6 (113.7)
50 ans et plus	183.2 (132.8)	266.9 (315.6)	101.6 (103.6)	163.7 (165.8)
Total	139.7 (96.4)	145.4 (199.5)	92.2 (102.2)	113.4 (122.7)
	Femmes			
	Public	Privé formel	Informel	Total
15-29 ans	91.3 (31.8)	87.9 (94.5)	49.9 (57.9)	54.9 (60.1)
30-49 ans	107.5 (42.6)	152.4 (197.9)	69.3 (95.9)	82.0 (101.6)
50 ans et plus	112.7 (58.3)	148.3 (288.0)	62.5 (77.2)	76.8 (91.9)
Total	106.5 (45.6)	135.7 (188.6)	62.0 (82.9)	73.3 (90.6)

Source : Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel au Congo (EESIC) 2009, Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques, République du Congo ; Calculs des auteurs.

L'impact de l'éducation sur l'insertion et les revenus dans le marché du travail

Dans cette étude, notre approche méthodologique consiste à estimer différents modèles économétriques afin d'évaluer l'incidence de l'éducation dans ses différents aspects (nombre d'années de scolarité, type d'école fréquentée, à savoir généraliste ou professionnelle, et diplômes obtenus) sur :

(i) les conditions de l'intégration au marché du travail (participation et choix du secteur)

et

(ii) la rémunération individuelle issue de l'activité principale.

Nous estimons les revenus d'après un modèle de gains de type Mincerien en tenant compte des effets de la sélection de l'échantillon sur la participation des individus et sur le choix du secteur. En outre, les données nous permettent de traiter la question d'une éventuelle endogénéité de la variable d'éducation dans la fonction de revenu au moyen de plusieurs techniques qui exploitent des informations sur le contexte familial des travailleurs rémunérés. Les méthodes économétriques employées et les discussions méthodologiques sont reportées en Annexe I. Dans la première sous-section, nous présentons quelques chiffres sur la relation entre intégration au marché du travail (chômage, choix du secteur) et éducation.

Dans la deuxième sous-section, nous présentons les résultats issus des fonctions de revenu par secteur et agrégées, et examinons les résultats synthétisés obtenus à partir des diverses méthodologies économétriques discutées en Annexe I, en particulier les fonctions de revenu corrigées de la sélectivité et la variable d'éducation utilisée comme variable explicative endogène.

Enfin, dans une troisième sous-section, nous nous concentrons sur les comparaisons entre les deux

Tableau 4 :

Taux de chômage (au sens du BIT) selon le niveau d'éducation, le sexe et la ville (individus âgés de 15 ans et plus, en %)

Niveau d'étude atteint	Brazzaville			Pointe-Noire			Ensemble		
	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total
Aucun niveau / Primaire inachevé	10	12	11	15	13	14	12	13	12
Primaire achevé / Secondaire 1 inachevé	21	21	21	11	20	15	17	21	19
Secondaire technique	24	31	28	11	23	16	19	29	24
Secondaire 1 achevé / Secondaire 2 inachevé	14	33	21	12	21	16	13	29	19
Secondaire 2 achevé	19	29	22	9	25	14	16	27	19
Etudes supérieures	14	30	19	15	25	17	15	29	18
Total	17	25	20	12	19	15	15	23	18

Source : Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel au Congo (EESIC) 2009, Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques, République du Congo ; Calculs des auteurs.

⁹ En effet, le secteur public pèse 30 % de l'emploi à Brazzaville contre moitié moins à Pointe-Noire.

villes, en nous servant d'un ensemble d'estimations jugées les plus fiables pour chaque ville et secteur.

Éducation, chômage et insertion dans le marché du travail

Cette sous-section a pour objectif d'observer brièvement l'efficacité de l'éducation en termes de sortie du chômage et d'intégration aux différents segments du marché du travail (formel/informel).

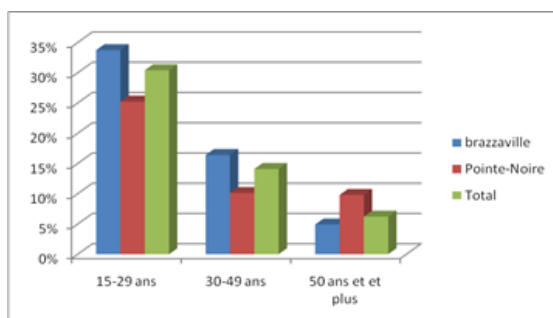
Corrélations entre chômage et niveau d'éducation

Pour les deux villes de Congo-Brazzaville, c'est parmi les personnes qui n'ont pas le bagage scolaire minimum que le taux de chômage est le plus faible (12 %). Il monte à 19 % pour ceux qui ont achevé leur scolarité primaire ou secondaire. Il redescend ensuite légèrement (18 %) parmi les personnes ayant effectué au moins un an d'études supérieures. Ainsi, le capital humain ne semble pas prémunir du chômage. Ce point se vérifie en particulier à Brazzaville, où le chômage est généralement plus élevé (au total, 20 % contre 15 % à Pointe-Noire), et augmente rapidement avec le niveau d'études (de 11 % pour ceux qui n'ont pas été à l'école à 22 % pour ceux qui ont achevé le second cycle du secondaire). La tendance est moins linéaire à Pointe-Noire. Pour les hommes à Brazzaville en particulier (et dans une certaine mesure les femmes), le chômage tend tout d'abord à augmenter avec le niveau d'instruction, puis à décroître légèrement avec l'achèvement du cycle secondaire et l'entrée dans le cycle supérieur. Ce constat avait d'ailleurs déjà été établi par Kuépié *et al.* (2013) dans les cas de Cotonou, Dakar et Ouagadougou, où les études supérieures limitaient quelque peu l'ampleur du chômage. Cette configuration pourrait s'expliquer par le fait que Brazzaville, du fait de son statut de capital politique, compte une bonne partie de l'administration publique, donc susceptible d'absorber davantage de diplômés du supérieur que Pointe-Noire où les possibilités d'offre d'emplois qualifiés seraient plus limitées⁹.

Comme dans la plupart des grandes villes africaines, le chômage des jeunes constitue un sérieux problème au Congo-Brazzaville (voir Graphique plus bas): près du tiers des jeunes de moins de 30 ans qui se présentent sur le marché du travail ne trouvent pas d'emploi, alors que ce taux est moitié moins élevé chez les adultes de 30-49 ans et de 6 % chez les plus de 50 ans. Encore ne s'agit-il là que de chômeurs au sens du BIT, c'est-à-dire de personnes recherchant activement du travail. Si on élargit la notion de chômeur aux chercheurs d'emploi découragés, la proportion de jeunes actifs qui ne trouvent pas d'emploi monte à 42 %. Il convient de souligner qu'il s'agit, dans leur immense majorité (88 %), de jeunes qui frappent pour la première fois à la porte du marché travail (primo-demandeurs).

Les résultats d'un modèle logit de la probabilité d'être au chômage (Tableau A2 en Annexe) prenant en compte les caractéristiques des individus et des ménages, telles que l'âge, le genre, le statut migratoire, la situation de famille, le revenu par personne dans le ménage, la relation de l'individu au chef du ménage et le ratio de dépendance du ménage, sont similaires à ceux de l'analyse descriptive. Toutes choses égales par ailleurs, les personnes ne disposant pas du niveau minimum d'instruction semblent moins exposées au chômage que celles qui ont au minimum achevé le cycle secondaire 1, et surtout que celles qui ont poursuivi sur des études supérieures, ce qui témoigne probablement d'aspirations moins ambitieuses des premiers en termes d'emploi. Après avoir contrôlé l'ensemble des variables, l'exposition des jeunes au chômage ne faiblit pas. Une politique d'emploi efficiente devrait donc spécifiquement cibler cette catégorie de travailleurs.

Taux de chômage (au sens du BIT) selon le groupe d'âge (individus âgés de 15 ans et plus, en %)



Source : Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel au Congo (EESIC) 2009, Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques, République du Congo ; Calculs des auteurs.

Le fait que l'investissement dans le capital humain ne débouche pas systématiquement sur de l'emploi reflète l'état de dégradation des marchés du travail

urbains en Afrique. Cette dégradation est due à l'échec ou à l'absence de politiques d'urbanisation, qui, lorsqu'elles existent, ne parviennent souvent pas à donner l'impulsion pour la création d'emplois qualifiés. Dans le cas du Congo, cette situation est d'autant plus paradoxale que depuis le début des années 2000, le pays connaît une croissance économique soutenue, grâce essentiellement au secteur pétrolier. Les ressources dégagées pourraient permettre de mettre en place un véritable programme de création d'emplois viables.

De plus, la régression sur l'ensemble de l'échantillon confirme que, même en prenant en compte les caractéristiques observables des individus et des ménages, Brazzaville fait face à un problème plus important de chômage que Pointe-Noire, puisque l'indicatrice de cette ville a un coefficient négatif et significatif dans la colonne 3.

Même si le fait d'être au chômage est un indicateur des difficultés à s'insérer dans un des secteurs du marché du travail, l'emploi ne constitue pas un rempart systématique contre la précarité ou la vulnérabilité¹⁰. Dans ce qui suit, nous allons observer la relation entre l'éducation et la qualité des emplois occupés, en plus de son impact sur le chômage.

L'équilibre « qualitatif » sur les marchés du travail urbains : correspondance entre éducation et emploi

L'analyse quantitative de l'équilibre sur les marchés du travail révèle l'existence d'un chômage non négligeable contre lequel l'accumulation de capital humain ne peut pas faire rempart, surtout parmi les jeunes. Une analyse de l'efficacité externe doit également tenir compte de la correspondance entre niveau d'instruction et qualité de l'emploi. Dans notre étude, c'est le secteur (secteur public formel, privé formel et informel) qui détermine la qualité de l'emploi.

Il existe un lien très étroit entre le niveau d'instruction et le secteur d'emploi (Tableau 4). Dans les deux villes, près de 90 % des travailleurs qui n'ont pas commencé ou achevé leur scolarité dans le primaire travaillent dans le secteur informel. La proportion des actifs ayant achevé leur scolarité dans le primaire sans compléter le collège qui travaillent dans le secteur informel s'établit à 83 %, et ceux qui ont terminé leur scolarité au collège ne sont que 58 % dans ce cas. Seuls 28 % des individus qui ont commencé des études supérieures travaillent dans le secteur informel, mais cette proportion varie d'une façon importante d'une ville

¹⁰Voir l'étude de Bocquier, Nordman et Vescovo (2010) sur la question de la vulnérabilité dans l'emploi à partir d'Enquêtes 1-2-3 sur l'Afrique de l'Ouest.

à l'autre (22 % à Brazzaville contre 42 % à Pointe-Noire). Dans la capitale, 65 % des travailleurs ayant suivi des études supérieures se retrouvent dans le secteur public, contre seulement 13 % dans le

secteur privé formel. Finalement, il semble que le secteur privé soit peu sélectif en matière de main-d'œuvre éduquée dans les métropoles congolaises, ce qui est quelque peu surprenant.

Tableau 5 :

Répartition des actifs occupés par niveau d'éducation et par secteur d'activité (15 ans et plus, %)

Niveau d'étude atteint	Ensemble				Brazzaville				Pointe-Noire			
	Secteur Public	Secteur privé formel	Secteur informel	Total	Secteur Public	Secteur privé formel	Secteur informel	Total	Secteur Public	Secteur privé formel	Secteur informel	Total
Aucun niveau / Primaire inachevé	22	90	888	10000	33	101	866	10000	06	75	919	10000
Primaire achevé / Secondaire 1 inachevé	8.1	84	836	10000	100	67	833	10000	52	108	840	10000
Secondaire technique / Secondaire 1 achevé / Secondaire 2 inachevé	30.1	165	534	10000	407	148	444	10000	121	194	685	10000
Secondaire 2 achevé / Etudes supérieures	31.3	106	580	10000	405	81	514	10000	141	155	704	10000
	43.6	161	403	10000	499	115	386	10000	341	230	430	10000
	56.1	162	277	10000	648	134	218	10000	345	231	424	10000
Total	235	113	652	10000	302	96	602	10000	122	141	737	10000

Source : Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel au Congo (EESIC) 2009, Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques, République du Congo ; Calculs des auteurs.

Pour pousser l'analyse plus avant, nous utilisons un modèle logit multinomial afin de mesurer l'influence nette¹¹ de l'éducation sur la répartition entre les secteurs (Tableau A3 en Annexe II). Les résultats montrent qu'indépendamment de la ville et du niveau d'études considéré, une année de scolarité supplémentaire a toujours tendance à produire son impact le plus fort pour l'intégration dans le secteur public, alors qu'à l'inverse plus on est éduqué, moins on a de chances d'exercer son activité dans l'informel. L'absence d'impact des années d'éducation sur l'accès au secteur privé formel se confirme également ici. Il ne s'agit pas d'un résultat spécifique au Congo. En effet, Kuépié *et al.* (2013) montrent, dans les cas de Ouagadougou, Bamako, et Lomé, que les années d'études supérieures (soit plus de 13 années de scolarité) supplémentaires n'exerçaient en 2002 aucune influence sur la probabilité d'intégrer le secteur privé formel plutôt que le secteur informel. Ce résultat pourrait refléter l'incapacité des entreprises du secteur privé formel des pays africains à créer des emplois très qualifiés pour les jeunes diplômés de l'enseignement supérieur.

Bien que le niveau d'instruction joue un rôle important dans l'accès au secteur formel, le type d'études compte aussi beaucoup. Par exemple, 44 % des individus à Brazzaville qui ont suivi une formation professionnelle¹² travaillent dans le secteur informel, contre plus de 50 % de ceux qui ont atteint un niveau équivalent dans

l'enseignement secondaire (ayant terminé au moins le collège, mais sans être entrés au lycée ; voir Tableau 5). Lorsqu'on considère les villes une à une, on observe que la formation professionnelle constitue un instrument d'intégration dans le secteur formel (public et privé) plus efficace que l'enseignement général, en particulier à Brazzaville. En effet, plus de la moitié des travailleurs ayant un emploi dans la capitale et ayant suivi une formation professionnelle relèvent du secteur moderne (55 % à Brazzaville, voir Tableau 5). À titre de comparaison, la proportion des personnes ayant achevé le cycle d'études générales au collège et occupant un emploi dans le secteur moderne s'établit à 48 % à Brazzaville.

Par ailleurs, il ressort des équations de choix sectorielles (Tableau A3 en Annexe II) que, comme pour le chômage, les jeunes (de 15-29 ans) éprouvent plus de difficultés à accéder au secteur public que les personnes de 30-49 ans et encore plus que les 50 ans et plus. Il ne leur reste donc plus que le secteur informel dans lequel ils sont surreprésentés. Cette situation est révélatrice du blocage qui existe dans la fonction publique congolaise. Alors qu'elle représentait dans le passé un débouché naturel pour les diplômés, elle se révèle aujourd'hui incapable de répondre à une demande d'emploi plus forte de la part des jeunes qui frappent à la porte du marché du travail. Ces derniers n'ont plus que le secteur informel comme refuge. Les femmes se retrouvent dans une situation similaire à celle des jeunes : si toutes choses égales par ailleurs elles ne sont pas plus exposées au chômage que les hommes, leurs chances d'accéder à un emploi formel sont néanmoins plus faibles, qu'il s'agisse d'ailleurs du secteur public ou bien du secteur privé. Ces différences nettes d'orientation

¹¹ Nous utilisons le même ensemble de variables de contrôle que pour l'analyse du chômage.

¹² Personnes qui ont accompli au moins quatre années de formation professionnelle et qui ont par conséquent obtenu le certificat d'aptitude professionnelle (CAP).

sectorielle en défaveur des femmes pourraient soit traduire un pur effet de discrimination à leur rencontre sur le marché du travail, soit constituer un choix rationnel des femmes, dans l'hypothèse où ce secteur peut davantage permettre de concilier vie professionnelle et vie familiale (voir Kouamé, 1999).

Spécifications des fonctions de revenu

Les régressions des rémunérations se fondent sur les deux échantillons des deux villes de Congo-Brazzaville. Ces estimations s'appuient sur le logarithme de la rémunération horaire, plutôt que mensuelle, afin de tenir compte de l'hétérogénéité du temps de travail dans les différents secteurs. Outre le niveau d'études, nous tenons compte du statut migratoire, de la situation de famille, de la religion, de l'ancienneté dans l'emploi principal, de l'expérience potentielle, du sexe et de variables muettes du secteur d'emploi de l'individu dans ces régressions sectorielles empiées (en référence au secteur informel)¹³.

Dans la plupart des études, on suppose que les logarithmes des rémunérations ont une relation linéaire ou quadratique avec le nombre d'années d'études. Ici, nous cherchons à établir la forme de l'ensemble du profil salaire-études, c'est pourquoi nous adoptons une approche plus flexible en spécifiant l'éducation comme une fonction *spline* linéaire par morceaux qui fait varier la puissance de la relation entre éducation et salaire sur différentes parties de la distribution de l'éducation. Plus précisément, nous opérons une distinction entre quatre niveaux : enseignement primaire, secondaire 1 (collège), secondaire 2 (lycée) et supérieur. Les variables relatives à l'éducation introduites prennent alors la forme $s_k(e)$ où e correspond au nombre d'années d'études achevées aux niveaux k ($k : 1 \dots 4$) :

$$s_1(e) = \begin{cases} e & e \leq 6 \\ 6 & e > 6, \end{cases}$$

$$s_2(e) = \begin{cases} 0 & e \leq 6 \\ e - 6 & 6 < e \leq 10 \\ 4 & e > 10, \end{cases}$$

$$s_3(e) = \begin{cases} 0 & e \leq 10 \\ e - 10 & 10 < e \leq 13 \\ 3 & e > 13, \end{cases}$$

$$s_4(e) = \begin{cases} 0 & e \leq 13 \\ e - 13 & e > 13. \end{cases}$$

¹³ Voir les détails au bas du Tableau A4 en Annexe II.

Le Tableau A4 en Annexe II présente les estimations des fonctions de revenu sur les différents secteurs réalisées à l'aide de la méthode d'Heckman en deux étapes et d'une variable d'éducation endogène à l'aide de la méthode de la fonction de contrôle (FC). Le recours à un modèle unique englobant tous les travailleurs rémunérés permet simplement d'observer l'effet moyen de l'éducation sur la rémunération résultant des effets spécifiques constatés dans chaque secteur d'emploi. Dans le cas où ces effets spécifiques ne diffèrent guère d'un secteur à l'autre, un modèle global suffit à tirer des conclusions applicables à chaque segment du marché du travail. En revanche, lorsque ces effets varient beaucoup, il est essentiel d'estimer les rendements de l'éducation séparément pour chaque secteur.

Ces estimations, corrigées du biais de sélection endogène des secteurs potentiel (à l'aide de la méthode de Lee), sont présentées dans les Tableaux A5, A6 et A7 en Annexe II. Dans un souci de lisibilité, étant donné que nous mobilisons un ensemble d'autres techniques d'estimation préconisées en Annexe I, nous présentons également au Tableau A7 une synthèse des rendements marginaux moyens de l'éducation¹⁴ obtenus à l'aide des différentes méthodes possibles. Avant de commenter les rendements du capital humain, analysons tout d'abord les résultats obtenus avec les différentes stratégies d'estimation.

MCO contre fonctions de revenu corrigées de la sélectivité

En se fondant sur la population totale de travailleurs rémunérés relevant des trois secteurs, le Tableau A4 indique que le terme de correction du biais de sélection résultant d'une équation probit de la participation à l'emploi rémunéré à la première étape est significatif au seuil de 5 %. Cela est dû uniquement aux travailleurs de Pointe-Noire pour lesquels le terme de sélection est significatif au seuil de 1 %. Pour cette ville, cela signifie que le mécanisme d'allocation dans les deux catégories (participants au travail rémunéré et non-participants) n'est pas aléatoire et affecte significativement la rémunération. La participation à l'emploi rémunéré est associée à des

¹⁴ En supposant que le rendement marginal de l'éducation varie suivant les niveaux d'études, mais qu'il est constant à l'intérieur de chaque cycle, le rendement marginal de l'éducation autour de la moyenne de l'échantillon se définit ainsi :

$$R = \sum_{k=1}^4 \alpha_k I(\overline{educ} \in C_k) \quad \text{où } \alpha_k \text{ correspond aux}$$

coefficients estimés des variables d'éducation k correspondant aux quatre cycles, $I(\cdot)$ à la fonction de l'indicateur, \overline{educ} au nombre d'années moyen de scolarité et C_k aux groupes de niveaux d'études.

caractéristiques non observées qui présentent une corrélation positive avec la rémunération. Si l'on ne tient pas compte de la sélectivité de l'échantillon, la méthode des MCO déboucherait sur des estimations biaisées des rendements des caractéristiques observées, et notamment du capital humain. Si l'on observe les estimations sectorielles (Tableaux A5 à A7 en Annexe II), les résultats ne font en revanche état d'aucun terme de sélectivité significatif, à l'exception du secteur informel à Pointe-Noire. La participation à un emploi rémunéré dans l'informel à Pointe-Noire est ainsi associée à des caractéristiques non observées qui présentent une corrélation cette fois négative avec la rémunération

Söderbom *et al.* (2006) vérifient si la méthode de la fonction de contrôle peut également traiter les problèmes de sélectivité de l'échantillon, ce qui pourrait expliquer en partie pourquoi nous obtenons peu de ratios de Mill significatifs lorsque nous tenons compte d'une variable d'éducation endogène¹⁵. La réponse est oui à condition que les instruments soient indépendants du terme d'erreur des échantillons sélectionnés. Le Tableau A8 présente ce que pourraient être les rendements marginaux moyens de l'éducation en l'absence de correction du biais de sélectivité et avec une variable d'éducation exogène pour tous les secteurs. La correction de la sélection endogène de l'échantillon affine légèrement les estimations du rendement de l'éducation par rapport aux estimations MCO pures. Le biais est le plus marqué pour le secteur formel, mais avec une différence de moins d'un point de pourcentage en moyenne (si l'on regarde les estimations pour les deux villes).

Éducation exogène ou éducation endogène

Nous étudions maintenant l'hypothèse de l'exogénéité de la variable d'éducation dans la fonction de revenu (voir la discussion en Annexe I, section A.3). Par comparaison avec la méthode des MCO et les rendements corrigés de la sélectivité, l'introduction directe des caractéristiques du père (trois variables muettes pour son niveau d'instruction et trois pour sa situation d'emploi, c'est-à-dire travailleur indépendant, salarié non qualifié ou cadre/dirigeant), nous constatons que les rendements de l'éducation ne sont que marginalement modifiés¹⁶. Globalement, un tel résultat peut faire planer un doute sur la validité de l'utilisation des caractéristiques du père comme variables de substitution de l'hétérogénéité, ou des capacités, de ses enfants. Autre possibilité, ce

¹⁵ Voir l'Annexe I, note de bas de page 27 pour les résultats des tests de suridentification.

¹⁶ Card (1999) fait état de constats similaires dans la littérature, et conclut que l'élément du biais dans un simple estimateur MCO est à peu près identique, ou légèrement supérieur, au biais présent dans l'estimateur qui neutralise le contexte familial.

résultat peut également laisser à penser que les effets d'hétérogénéité individuels n'ont guère d'importance dans ces données.

Pour analyser plus avant ce point, nous utilisons les caractéristiques du père comme instruments dans la méthode de la fonction de contrôle. Sur la base des régressions de la première étape, dans lesquelles on effectue une régression de l'éducation par rapport à toutes les variables exogènes, nous testons la significativité conjointe des coefficients des caractéristiques du père, condition nécessaire à la cohérence des estimations. Pour les deux villes, nous pouvons rejeter avec confiance l'hypothèse selon laquelle ces coefficients sont conjointement égaux à zéro¹⁷. Les estimations des rendements de la scolarité d'après la méthode de la fonction de contrôle révèlent plusieurs résultats intéressants (Tableaux A4 à A7 en Annexe II).

Tout d'abord, à l'aide de la méthode de la fonction de contrôle, nous pouvons directement identifier la corrélation entre la variable endogène (éducation) et ses déterminants inobservés. Si l'estimation du paramètre de la variable de contrôle (résidus de la régression de l'éducation) est significative, cela signifie que la variation non expliquée de la variable d'éducation affecte aussi la variation de la rémunération. En revanche, si le paramètre se révèle non significatif, alors nous ne pouvons pas accepter l'hypothèse de l'endogénéité. Le Tableau 6 présente les valeurs de p (p -value) pour les tests t associés à chaque variable de contrôle dans les différentes spécifications.

¹⁷ Les tests de Sargan de suridentification des restrictions rejettent l'hypothèse nulle au niveau de 5 % dans 4 cas sur 12, l'ensemble des 12 cas représentant les estimations pour les deux villes, une estimation de l'ensemble des deux villes, que multiplie quatre cas de secteurs (tous secteurs, public, formel privé et informel). Les quatre cas où la validité n'est pas confirmée concernent l'estimation du secteur informel pour l'ensemble des villes, le secteur informel de Brazzaville en particulier, le secteur privé formel de Pointe-Noire, et l'estimation de l'ensemble des secteurs pour Brazzaville. Dans ces cas, ces tests suggèrent plutôt de tenir compte des rendements non corrigés de l'éducation. Ces tests ne sont pas présentés pour des raisons de place mais sont disponibles sur demande.

Tableau 6 :
Tests d'endogénéité de l'éducation dans les fonctions de revenu

	Tous secteurs	Secteur public	Secteur privé formel	Secteur informel
H_0 : l'éducation est exogène dans la fonction de revenu	Valeurs de p (test t)	Valeurs de p (test t)	Valeurs de p (test t)	Valeurs de p (test t)
Brazzaville	0.04	0.75	0.65	0.09
Pointe-Noire	0.11	0.08	0.01	0.93
Ensemble	0.05	0.26	0.02	0.46

Les résultats indiquent que les deux villes ont des profils d'endogénéité de l'éducation assez différents. A Brazzaville, l'exogénéité de la variable d'éducation ne peut être rejetée dans le secteur formel (public et privé) au seuil habituel de 10 %. A Pointe-Noire, l'inverse se produit, c'est-à-dire que l'éducation apparaît comme une variable endogène uniquement dans le secteur formel tandis que, dans l'informel, son exogénéité ne peut être rejetée¹⁸.

Deuxièmement, dans tous les cas, les résultats laissent à penser que traiter l'éducation comme une variable endogène accroît les rendements estimés. Un résultat similaire est obtenu par Kuépié *et al.* (2009) sur sept autres grandes métropoles d'Afrique de l'Ouest. Naturellement, étant donné les tests d'endogénéité présentés ci-dessus, cette correction est plus sensible dans le secteur informel de Brazzaville et dans le secteur privé formel de Pointe-Noire. Ce phénomène pourrait tenir au fait que les techniques d'estimation qui considèrent l'éducation comme exogène pâtissent du biais dit d'atténuation, causé par des erreurs de mesure sur les années de scolarité rapportées. Une autre explication est suggérée par Card (1999) : en présence d'hétérogénéité dans les rendements marginaux, on s'attend à ce qu'un estimateur IV capte les effets marginaux pour un sous-groupe donné, à savoir pour ceux chez qui les changements dans le contexte familial produisent un impact plus fort sur les comportements scolaires (un cas de *Local Average Treatment Effect*, LATE). En d'autres termes, les estimations IV considérant le contexte familial comme un déterminant exogène de la scolarité peuvent souvent être supérieures aux estimations MCO correspondantes.

Dans cette étude, lorsque l'exogénéité de l'éducation est rejetée et que les tests de suridentification des instruments sont valides, nous accordons davantage de confiance aux estimations IV, du moins à celles qui utilisent la

méthode de la fonction de contrôle, pour au moins deux raisons. Tout d'abord, la méthode de la fonction de contrôle est plus robuste que la méthode des doubles moindres carrés (DMC) lorsque les effets de la variable supposée endogène sont non-linéaires, ce qui est le cas ici (Card, 2001). De plus, nous présumons que le nombre d'années d'études déclaré par les individus risque d'être entaché par des erreurs de mesure importantes en raison de la forte proportion attestée d'abandons en cours d'année ou de redoublements en Afrique (Unesco/Breda, 2007). Ce constat justifie ainsi davantage d'utiliser un estimateur IV.

Dans tous les résultats de régressions et les tableaux analysés ci-après, nous utilisons donc des estimations corrigées de l'endogénéité lorsque l'exogénéité de l'éducation est rejetée et que notre instrumentation est plausible. Dans tous les autres cas (voir Annexe I, note de bas de page 27), nous préférons les variables d'éducation exogènes¹⁹.

Comparaison des secteurs entre les villes

Constats généraux

Les tests de Chow d'égalité conjointe des coefficients dans tous les secteurs montrent que la décomposition par secteur d'emploi se justifie. D'ailleurs, nous observons des configurations très contrastées. Comme attendu, la puissance explicative des modèles va en décroissant de l'emploi privé formel à l'emploi public, puis à l'emploi informel, le pseudo R^2 tombant en moyenne de 0,44 à 0,39 puis à 0,23 respectivement. Cette hiérarchie cadre avec les prévisions du modèle de capital humain standard, qui rend mieux compte de l'hétérogénéité des rémunérations dans le secteur formel, où les salaires peuvent être fondés sur une grille prédéterminée qui tient explicitement compte de ces critères (éducation, expérience). D'un autre côté, dans le secteur informel, outre la probabilité d'erreurs de mesure

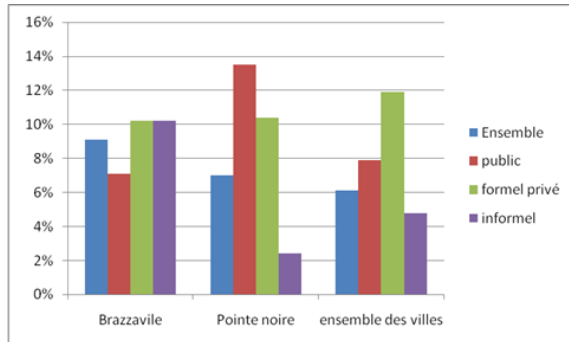
¹⁸ Rappelons que l'instrumentation pour le secteur privé formel de Pointe-Noire est toutefois apparue sujette à caution.

¹⁹ Nous continuons à tenir compte de la sélectivité de l'échantillon dans tous les cas. Il convient toutefois de noter que l'utilisation des MCO pour tous les secteurs et toutes les villes n'influe pas sur les principaux constats de cet article.

plus importantes, d'autres facteurs qui ne sont pas intégrés à notre équation, comme le niveau de capital physique des travailleurs indépendants, exercent aussi probablement un impact significatif sur la rémunération.

Graphique 2 :

Rendements marginaux de l'éducation par secteur d'activité



Note : Les estimations s'appuient sur les résultats rapportés au Tableau A8. Les rendements correspondent à une variable d'éducation endogène ou exogène suivant les résultats des tests de suridentification (voir Annexe I, Section A.3). Quand pour un secteur donné les instruments ne sont pas valides pour une des villes, le modèle à éducation exogène est systématiquement estimé.

Source : Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel au Congo (EESIC) 2009, Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques, République du Congo ; Calculs des auteurs.

Afin de synthétiser les résultats pour l'éducation, le Graphique 2 représente des histogrammes des rendements marginaux de l'éducation par secteur et par ville à la moyenne du niveau d'instruction de l'échantillon. Les estimations montrent que pour l'ensemble des villes, le secteur privé formel est celui dans lequel les rendements marginaux sont les plus élevés (12 %), suivi un peu plus loin par le secteur public (8 %) et enfin le secteur informel (5 %). La désagrégation par ville offre une vue plus nuancée : à Pointe-Noire le secteur public est celui qui accorde la plus grande importance à l'éducation, avec un rendement marginal supérieur à 13 %. Dans le cas de Brazzaville, c'est en revanche le secteur privé formel qui offre le rendement de l'éducation le plus élevé (10 %) suivi de très près, étonnamment, par le secteur informel (9 %). Le secteur public y est en retrait par rapport aux deux autres secteurs (7 %). La forte rentabilité du secteur privé formel tranche avec sa faible capacité à intégrer les individus ayant fait de longues études. En effet, il est ressorti précédemment des analyses sur l'orientation sectorielle qu'avoir un niveau d'étude élevé n'ouvrait pas les portes du privé formel. Par contre, quand les individus arrivent malgré tout à y accéder, le capital humain y prend toute son importance. Par ailleurs, l'analyse descriptive des

niveaux de rémunérations a montré que ce secteur était celui dans lesquels les salariés étaient les mieux traités. Une politique efficace de lutte contre la pauvreté pourrait consister à mettre en place des programmes consistant à faciliter l'élargissement de la part du secteur privé formel et à l'ouvrir effectivement aux jeunes qualifiés. Une telle politique aurait l'avantage de résorber en partie le chômage des jeunes qui, nous l'avons vu, est à des niveaux très élevés, et en même temps de lutter contre la pauvreté puisque ce secteur privé formel rémunère bien ses travailleurs.

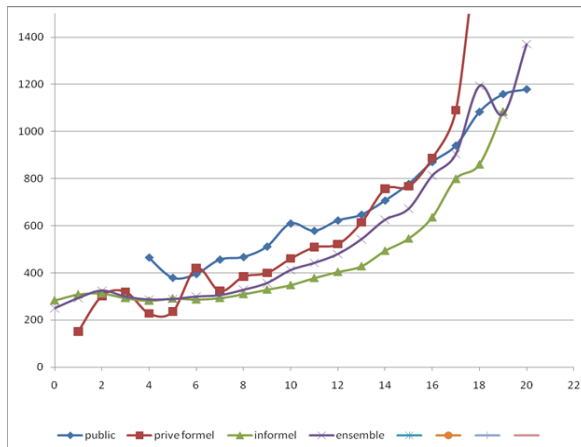
Convexité des rendements

Comme indiqué précédemment, les résultats montrent clairement que la rémunération entretient une relation non linéaire avec l'éducation, avec un profil convexe. Pour quasiment toutes les régressions présentées dans les Tableaux A4 à A7, nous pouvons rejeter le modèle linéaire²⁰. Ces rendements marginaux convexes indiquent que l'éducation exerce un impact croissant sur les rémunérations. Ainsi, dans la quasi-totalité des cas, une année d'études supplémentaire achevée au lycée (10-13 ans) apporte un rendement supérieur à une année de scolarité au collège (7-9 ans) ou au primaire (0-6 années). A ce titre, le secteur privé formel semble parfois être une exception (Tableau A6). Cette observation vaut pour les années de collège comparées à celles du cycle d'enseignement primaire, surtout dans les secteurs public et informel (Tableaux A5 et A7).

Au Graphique 3, nous représentons l'évolution des rémunérations prédites par les modèles de gains dans les différents secteurs suivant le nombre d'années de scolarité achevées. Pour tous les secteurs, nous observons que la rémunération est globalement constante jusqu'aux environs de la 8^e année de scolarité, puis commence à croître de façon de plus en plus accélérée. Ce schéma d'ensemble est applicable à chaque secteur pris individuellement, mais avec des nuances. Ainsi la convexité intervient plus tard pour les travailleurs du secteur informel (aux alentours de la 12^e année de scolarité). Ces constats indiquent que le profil convexe est, dans une large mesure, dû à la forte augmentation de la rémunération observée lorsque les individus passent de l'enseignement secondaire à l'enseignement supérieur, et principalement à l'achèvement de la scolarité au lycée pour les travailleurs du secteur informel.

²⁰ Nous avons cherché à savoir si nos conclusions sont sensibles à la forme de la fonction en étudiant les effets de la modélisation du profil rémunération-éducation sous la forme de polynômes de deuxième et de troisième degré. La fonction quadratique a produit systématiquement des coefficients de l'éducation au carré significatifs tandis que la forme cubique paraît moins adaptée aux données.

Graphique 3 :
Prédictions des rémunérations (issues des modèles de gains)



Légende :

Ordonnées = Rémunération horaire en FCFA ;

Abscisses = Nombre d'années de scolarité achevées

Ces résultats vont à l'encontre du modèle traditionnel d'accumulation de capital humain, dans lequel on suppose que le rendement marginal de l'éducation est constant, voire décroissant. Cette convexité est maintenant observée régulièrement, d'abord par Schultz (2004), qui s'est fondé sur des enquêtes auprès des ménages dans six pays d'Afrique (Afrique du Sud, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Ghana, Kenya, Nigeria), par Söderbom *et al.* (2006), qui se sont appuyés sur des échantillons de salariés d'entreprises manufacturières au Kenya et en Tanzanie, et aussi par Kuépié *et al.* (2009) et Dimova, Nordman et Roubaud (2010), qui ont mobilisé les *Enquêtes 1-2-3* dans plusieurs capitales économiques d'Afrique de l'Ouest.

Ce résultat est significatif. En effet, certains ont avancé qu'en ne prenant pas en compte la forte proportion des travailleurs du secteur informel, on risquait de surestimer le rendement de l'école primaire et de sous-estimer parallèlement les rendements des études supérieures (Bennell, 1996). Ici, la convexité est mise en évidence pour tous les secteurs, y compris pour les activités informelles. Dans nos estimations, non seulement le rendement marginal de la scolarité dans le primaire est inférieur à celui de l'enseignement secondaire et des études supérieures dans tous les secteurs, mais le rendement de l'école primaire est également plus faible dans le secteur informel que dans le secteur privé formel (Tableaux A6 et A7). Donc, comme le présupposait Bennell (1996), ne pas tenir compte de la rémunération dans le secteur informel aboutirait bel et bien à surestimer les rendements du primaire.

Observer des rendements croissants pour l'éducation à mesure que l'on passe d'un niveau d'éducation au suivant a son importance, car l'idée

que l'enseignement primaire constitue un instrument efficace pour lutter contre la pauvreté repose en partie sur l'hypothèse de la concavité de la fonction de revenu, selon laquelle l'éducation serait plus rentable pour les premières années de scolarité. Les recommandations concernant les mesures visant à promouvoir l'enseignement primaire en Afrique subsaharienne partaient en partie de ce principe (Psacharopoulos et Patrinos, 2004). Cependant, la littérature avance plusieurs arguments qui peuvent expliquer cette émergence de la convexité dans les rendements de l'éducation (Bennell, 1996, 2002 ; Schultz, 2004 ; Kuépié *et al.*, 2009). Citons par exemple l'expansion plus forte de l'enseignement primaire, qui peut avoir abaissé les rendements du primaire par rapport aux cycles suivants. On évoque également la dégradation de la qualité de l'enseignement primaire au fil du temps²¹, qui est susceptible de peser sur les estimations de rendements (Behrman, Ross et Sabot, 2008). Certains mentionnent également le ralentissement de la croissance du secteur formel, qui a peut-être comprimé la demande de main-d'œuvre instruite et frappé plus durement les individus moins instruits.

Différences de rendements entre les sexes et les cohortes

En estimant l'ordre de grandeur des rendements de l'éducation à l'aide d'échantillons regroupés composés d'hommes et de femmes de 15 ans et plus, nous nous appuyons sur deux hypothèses importantes, et potentiellement restrictives.

Tout d'abord, en regroupant les données pour les deux sexes, nous faisons l'hypothèse que les rendements des caractéristiques individuelles sont identiques pour les hommes et les femmes. Cela peut poser problème, car la participation des femmes au marché du travail est souvent moins continue que celle des hommes, surtout en Afrique, et par conséquent, les femmes peuvent valoriser leur capital humain différemment sur ce marché (voir Nordman et Roubaud, 2009 pour le cas de Madagascar).

Nous devons ainsi vérifier si la rémunération du capital humain diffère d'un sexe à l'autre en estimant des fonctions de revenu avec un ensemble d'interactions avec la variable muette correspondant au sexe de manière à ce que la spécification soit équivalente à des fonctions de revenu distinctes. Les résultats de cet exercice sont présentés dans le Tableau A9 en Annexe II. Pour l'éducation, dans les deux villes, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse selon laquelle les effets croisés

²¹ Dans le cas du Congo, le rapport du PASEC (CONFEMEN & MEPSA, 2009) montre qu'il faut jusqu'à dix années d'étude au Congo, pour que 100 % des individus sachent effectivement lire et écrire.

éducation-sexe sont conjointement égaux à zéro (à l'exception du secteur public de Brazzaville, où l'on peut rejeter cette hypothèse, mais au seuil de 10 % seulement). Ces tests et ces estimations corroborent donc largement l'hypothèse d'effets groupés entre sexes (*pooling assumption*)²², de même que les tests similaires présentés dans Kuépié *et al.* (2009).

Globalement, ces résultats de peu de différenciations entre sexes dans les rendements de l'éducation sont plutôt inattendus. Ainsi, Schultz (2002) analyse les écarts de rendements de l'éducation entre hommes et femmes dans les pays en développement et en conclut que ces estimations ont tendance à être à l'avantage des femmes²³. Pour l'Afrique, des estimations sont proposées dans les travaux de Vijverberg (1993) pour la Côte d'Ivoire, Glick et Sahn (1997) et Siphambe et Thokweng-Bakwena (2001), respectivement pour le secteur public de la Guinée et du Botswana, et plus récemment dans Nordman et Roubaud (2009) pour Madagascar. Appleton, Hoddinott et Krishnan (1999) pour la Côte d'Ivoire, l'Éthiopie et l'Ouganda aboutissent à des résultats mitigés, mais montrant malgré tout la supériorité des rendements de l'éducation pour les femmes. En revanche, Cohen et House (1993) obtiennent des rendements de l'éducation supérieurs pour les hommes dans le secteur formel au Soudan.

Dans le cas de Congo-Brazzaville qui nous occupe, deux explications pour la similitude des rendements pour les deux sexes viennent à l'esprit : tout d'abord, nos échantillons sont représentatifs des zones urbaines, où la différenciation entre les sexes sur le marché du travail est probablement moins marquée que dans les régions rurales²⁴. Deuxièmement, les rendements marginaux décroissants de l'éducation sur tous les niveaux d'études avaient été évoqués pour expliquer la supériorité des rendements pour les femmes (Schultz, 2002), puisque les femmes ont tendance à être moins instruites que les hommes en moyenne²⁵, et on a souvent observé des rendements

²² Dans le rare cas où l'éducation se traduit par une rémunération significativement différente selon les sexes, le secteur public de Brazzaville fait état de meilleurs rendements pour les hommes ayant fait des études supérieures. Mais, là encore, les effets sont faiblement significatifs, ce qui est probablement dû à la taille petite des échantillons.

²³ Voir également Dougherty (2003) pour des explications de ce fait stylisé.

²⁴ Voir Nordman, Robilliard et Roubaud (2011) pour une analyse des effets du sexe sur les rémunérations du travail en Afrique de l'Ouest urbaine.

²⁵ C'est toujours le cas ici, en particulier dans le secteur informel sur les deux villes, car les femmes ayant un emploi rémunéré comptent 8.2 années de scolarité, contre 9.2 années pour leurs homologues masculins.

supérieurs pour les niveaux d'instruction inférieurs. Cependant, la convexité des rendements marginaux mise en évidence ici produit maintenant probablement un effet de contrepois.

Nous nous demandons à présent s'il convient d'englober les individus jeunes et « vieux », ou plus généralement des individus appartenant à des cohortes d'âge différentes, dans les mêmes régressions. En effet, cette pratique risque de poser problème si ces deux catégories d'individus sont rémunérées différemment pour leurs caractéristiques observées en raison de conditions différentes sur le marché du travail au moment où ils obtiennent leur emploi. Regrouper ces individus suppose l'absence d'effet de cohorte sur le rendement du capital humain. Dans la mesure où cette hypothèse ne tient pas forcément, nous l'assouplissons en estimant les fonctions de revenu avec des effets croisés à l'aide d'une variable muette indiquant si l'individu a plus de 30 ans (vieux). Nous procédons à un F test de significativité jointe des coefficients d'interaction éducation-vieux et en présentons les résultats au Tableau A10 en Annexe II.

Pour le secteur public, les tests rejettent l'hypothèse que les termes croisés de l'éducation sont conjointement égaux à zéro dans le cas du secteur public de Brazzaville, et aussi pour l'estimation dans ce secteur pour l'ensemble des deux villes, tandis que pour les secteurs privés cette hypothèse ne peut jamais être rejetée au seuil habituel. Ainsi, l'hypothèse d'effet groupé pour ces deux cohortes ne semble pas si forte, du moins pour l'éducation.

A partir des termes d'interaction, il est intéressant de constater que les rendements dans l'enseignement supérieur sont toujours supérieurs pour les individus jeunes (les coefficients d'interaction sont généralement négatifs à ce niveau d'étude), en particulier dans le secteur public de Brazzaville. Cela indiquerait que la convexité du profil rémunération-éducation observée précédemment est plus marquée pour les travailleurs jeunes que pour les plus âgés. Donc, l'existence de rendements croissants par niveau d'instruction concernerait essentiellement la jeune génération de travailleurs. Toutefois, notons que ce schéma est moins clair dans les secteurs privés (en particulier de Pointe-Noire).

Conclusions et recommandations

L'objectif de cette étude était d'analyser l'impact de l'éducation sur l'insertion sur le marché du travail et en particulier sur les rémunérations dans les deux principales métropoles congolaises. Afin de mener ces analyses, nous avons exploité les données de première main de l'Enquête sur

l'Emploi et le Secteur Informel au Congo (EESIC) de 2009. Il s'agit d'une enquête portant sur environ 3 000 ménages représentatifs des villes de Brazzaville et de Pointe-Noire. Les résultats montrent que l'éducation est relativement répandue dans les villes, puisque le niveau moyen tourne autour de 10 années d'études. Il s'agit d'un phénomène relativement ancien, car même dans les générations de plus de 50 ans, plus de huit adultes sur dix ont achevé le cycle primaire. Quant au marché du travail, il est marqué par des traits communs à toutes les villes africaines : une hypertrophie du secteur informel (plus de six actifs sur dix y exercent) qui constitue potentiellement une trappe à pauvreté et reflète un chômage élevé (surtout chez les jeunes) et croissant avec le niveau d'étude. Mais le marché du travail urbain congolais présente aussi une caractéristique spécifique qui est le poids du secteur public, qui emploie presque un actif sur trois dans la capitale (Brazzaville) et un peu plus d'un sur cinq dans l'ensemble des deux villes. Le secteur privé formel y est donc réduit à la portion congrue.

Les analyses multivariées sur le risque de chômage et l'orientation sectorielle ont confirmé que les jeunes étaient très défavorisés en matière d'insertion professionnelle : quand arrive le moment de s'intégrer sur le marché du travail après des études, ces jeunes n'ont, pour la plupart, que le choix entre le chômage et le secteur informel. Ce problème d'insertion des jeunes risque d'empirer si des mesures drastiques ne sont pas mises en œuvre. En effet, compte tenu de l'élan démographique, il est pratiquement sûr que les prochaines cohortes de jeunes seront encore plus nombreuses. Bien évidemment, afin que les actions politiques soient ciblées et efficaces, encore faut-il savoir comment et où le capital humain est rétribué sur le marché du travail.

Pour mesurer l'effet propre du capital éducatif sur l'insertion dans les différents segments du marché du travail et en particulier sur les revenus de l'activité, on ne saurait passer sous silence les différents biais d'auto-sélection dans les différents secteurs d'activité et d'endogenéité de l'éducation. Dans le cadre de cette étude, nous abordons de front ces problèmes et tentons d'apporter les solutions et corrections économétriques les plus appropriées. Un autre défi méthodologique important concerne la spécification de la forme fonctionnelle du lien entre rémunération et années d'éducation. Dans le cadre de cette étude, nous proposons une fonction linéaire par morceaux, qui permet au rendement marginal de l'éducation de varier quand on passe d'un cycle à l'autre. Cette spécification permet de mettre en évidence le caractère convexe des rendements de l'éducation, c'est-à-dire que les dernières années du lycée et du supérieur sont les

plus rentables alors que les rendements du primaire sont généralement plus faibles. Cette convexité s'observe même dans le secteur informel dans lequel l'éducation (certes à une autre échelle) est également un important déterminant des gains. Ces résultats interpellent les politiques de lutte contre la pauvreté. Dans ce domaine, l'un des Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD) était « l'éducation primaire pour tous ». Si cet objectif est atteint en 2015, ce sera sûrement une bonne chose pour le Congo quand on sait les liens qui existent entre l'éducation de base et les autres indicateurs sociaux (éducation des filles, santé, planification familiale, etc.). Mais pour que l'éducation puisse permettre d'obtenir des gains significatifs sur le marché du travail et donc de combattre la pauvreté monétaire en milieu urbain, il est important de développer l'éducation post-primaire et notamment l'éducation supérieure. Ceci est d'autant plus impérieux qu'à court terme, le secteur informel va rester le principal pourvoyeur d'emplois pour les jeunes qui frappent à la porte du marché du travail. Or, nos résultats montrent qu'autant (voire parfois plus) que dans les secteurs public et privé formels, le secteur informel rémunère de façon croissante les années d'éducation. De ce fait, favoriser la généralisation de l'enseignement post-primaire et universitaire, même en l'absence de débouchés d'emplois formels peut permettre à court terme de lutter contre la pauvreté.

Evidemment, une telle politique devrait être menée en parallèle à celle de la promotion de l'emploi décent tel que prônée par le BIT, en étendant au secteur informel la sécurité sociale (couverture chômage, maladie, retraite) qui est actuellement réservée à une infime minorité de privilégiés travaillant dans les secteurs public et privé formels. Cette mesure, tout en constituant un début de formalisation du secteur informel, permettrait d'y canaliser davantage de jeunes qualifiés qui, comme nous l'avons vu, sont également les plus productifs.

ANNEXE I. : METHODES ECONOMETRIQUES

A.1 Modélisation du choix du secteur

Posons S_j les différentes situations professionnelles ($j = 1$ à 3) :

S_1 = secteur public,
 S_2 = secteur privé formel,
 S_3 = secteur privé informel.

On peut voir S_j comme une « fonction de réponse » à un ensemble S_j^* de variables continues latentes, qui mesure la propension à atteindre la situation professionnelle S_j .

Pour chaque individu i , supposons que la propension à occuper la situation professionnelle S_j est linéairement liée à ses caractéristiques : $S_{ij}^* = \beta_j'X_i + \varepsilon_{ij}$ où X_i est un vecteur des caractéristiques observées de l'individu (y compris son éducation), β_j un vecteur des paramètres à estimer et ε_{ij} un terme d'erreur aléatoire. La probabilité pour l'individu i de participer au secteur S_j est égale à la probabilité que la fonction de propension au secteur S_j affichée par cet individu soit supérieure à celle associée aux autres secteurs :

$$\text{Prob}(S_{ij}^* > S_{ik}^*) \text{ avec } k \neq j ; k = 1, 2, 3 \quad (1)$$

En remplaçant S_{ij}^* et S_{ik}^* par leur expression, on obtient :

$$\text{Prob}(\beta_j'X_i + \varepsilon_{ij} > \beta_k'X_i + \varepsilon_{ik}) = \text{Prob}(\beta_j'X_i - \beta_k'X_i > \varepsilon_{ik} - \varepsilon_{ij}) \text{ avec } k \neq j ; k = 1, 2, 3 \quad (2)$$

La forme de l'équation de participation dépendra de l'hypothèse adoptée concernant la distribution des termes d'erreur. Si nous supposons que les erreurs sont indépendantes et identiquement distribuées selon une distribution de Weibull, alors la différence entre les erreurs suit une distribution logistique et la probabilité que l'individu i choisisse le secteur s_j est exprimée par :

$$\text{Prob}(S_{ij} = s_j) = \exp(\beta_j'X_i) / \sum_k \exp(\beta_k'X_i) \text{ avec } k \text{ allant de } 1 \text{ à } 3 \quad (3)$$

Nous contraignons β_j à être égal à 0 pour rendre le modèle identifiable. Les paramètres des estimations représentent donc l'effet d'une caractéristique donnée sur les chances d'être sur un segment du marché plutôt que dans le secteur de référence (ici il s'agit du secteur informel). Il est également possible de déduire un logit binaire du multinomial à partir de l'hypothèse de deux choix exclusifs ($k = 0$ ou $k = 1$). C'est ce que nous faisons quand nous modélisons les déterminants de la probabilité d'être au chômage. Enfin, afin de disposer d'une interprétation des modèles, nous avons estimés les effets marginaux des coefficients d'intérêt.

A.2 Équation de revenu avec correction du biais de sélection

La modélisation des fonctions de revenu découle de l'estimation des équations du choix du secteur et constitue donc l'étape suivante.

Posons, comme ci-dessus, que :

$$S_{ij}^* = \beta_j'X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

et

$$Y_{ij} = \zeta_j'Z_i + \eta_{ij} \quad (5)$$

Y_{ij} indique la rémunération obtenue par l'individu i en travaillant dans le secteur j , avec $j = 1$ (secteur public), 2 (secteur formel) ou 3 (secteur informel). Z_i est le vecteur des caractéristiques observables de l'individu (y compris l'éducation), ζ_j est un vecteur de paramètres à estimer et η_{ij} est un terme d'erreur. L'objectif consiste alors à estimer les coefficients ζ_j pour chaque secteur. Y_j n'est observé que si le secteur j est choisi et, par conséquent, η_j et ε_j ne sont pas indépendants. Cela signifie que le mécanisme d'allocation dans les deux catégories (participants au travail rémunéré et non-participants) n'est pas aléatoire et affecte significativement la rémunération. La participation à l'emploi rémunéré serait associée à des caractéristiques individuelles non

observées (telles que le talent ou la motivation) qui présentent une corrélation (positive ou négative) avec la rémunération. Dans ce cas, l'estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO) est biaisé.

Dans la régression (1), nous utilisons les modèles de logit multinomial afin de calculer le terme de correction λ_{ij} à partir de la probabilité attendue que l'individu i travaille dans le secteur j . La forme généralisée de l'inverse du ratio de Mills est ensuite introduite dans l'équation de revenu pour chaque secteur j et donne des estimateurs sans biais de β_j . La méthode de correction de Lee est critiquée parce qu'elle est fondée sur des restrictions fortes concernant la distribution jointe des termes d'erreur dans les équations d'intérêt (Vijverberg, 1993 ; Dahl, 2002 ; Bourguignon, Fournier et Gurgand, 2007). Cependant, les autres méthodes que nous avons testées, comme celles de Dubin et McFadden ou de Dahl, n'ont pas semblé plus efficaces étant donné la petite taille de nos sous-échantillons sectoriels²⁶. Nous avons donc choisi la méthode de correction de Lee, qui présente l'avantage de proposer une interprétation plus simple des termes d'erreurs.

Un autre problème potentiel tient au fait que le logit multinomial pâtit de l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes, qui est dans la plupart des cas sujette à caution. Nous avons appliqué des tests de Hausman pour chacun des secteurs, qui montrent que l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes n'est violée que dans un cas sur neuf. En l'occurrence quand on compare le secteur public au secteur privé en omettant le secteur informel dans le modèle des deux villes réunies. Notons que Bourguignon *et al.* (2007) affirment que la correction du biais de sélection à partir du modèle logit multinomial constitue une option raisonnable à opposer aux modèles normaux multinomiaux lorsqu'on cherche à estimer un effet sur une population donnée plutôt qu'à estimer le processus de sélection de cette population. Cela semble même se vérifier lorsque l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes est largement malmenée. Puisque nous nous intéressons essentiellement aux résultats de la seconde étape, nous pouvons ainsi choisir le logit multinomial.

Aussi bien dans la procédure de Heckman que dans celle de Lee, l'identification est obtenue au moyen de restrictions d'exclusion, c'est-à-dire grâce à l'inclusion de variables explicatives supplémentaires dans les équations de sélection de la première régression. Commentons brièvement cette stratégie d'identification. Dans chacun des secteurs, nous utilisons six variables muettes décrivant la situation de l'individu vis-à-vis du chef du ménage (enfant, épouse, etc.), ainsi que l'inverse du ratio de dépendance du ménage (nombre d'actifs divisé par le nombre total de personnes dans le ménage). Nous avons testé la pertinence de cette stratégie d'identification au moyen de tests de Wald de la significativité conjointe des variables d'identification dans la première régression et de leur non-significativité dans la seconde régression, pour chacun des secteurs (soit au total 12 cas ; c'est-à-dire trois secteurs fois deux villes fois deux étapes de régression). Ces tests ont montré que ce choix était adéquat dans la quasi-totalité de ces cas²⁷. Toutefois, gardant à l'esprit les controverses méthodologiques sur le choix des variables d'identification en général, nous rapportons également les résultats synthétisés issus de la fonction de revenu non corrigée (MCO), de façon à proposer des résultats comparables aux études existantes.

A.3 Endogénéité de l'éducation

Il est largement admis que l'utilisation des MCO pour estimer les rendements de l'éducation à partir de données transversales est potentiellement problématique. Le problème classique est le suivant : l'éducation pourrait être une variable endogène, c'est-à-dire corrélée au résidu de la fonction de revenu en raison de l'hétérogénéité inobservée des individus. Pour le résoudre, on emploie habituellement des variables instrumentales, ce qui suppose de trouver des variables qui ne soient pas corrélées avec l'hétérogénéité inobservée des individus mais avec leur éducation. L'instrumentation repose souvent sur les ménages et les caractéristiques démographiques dont on suppose qu'elles ne sont pas corrélées au terme d'erreur de l'équation de revenu. Ces instruments, appréciés pour exploiter des données sur les pays en développement, peuvent saisir diverses influences environnementales (Sahn et Alderman, 1988)²⁸.

²⁶ En effet, à partir des simulations de Monte-Carlo, Bourguignon *et al.* (2004) concluent que « la méthode de Lee est adaptée aux très petits échantillons (...) ».

²⁷ Seul le ratio de dépendance est significatif (à 10 %) dans l'équation de gains pour l'ensemble des secteurs à Pointe-Noire (mais nous préférons considérer les équations des secteurs pris séparément). Pour les deux villes et tous les secteurs, les tests de Wald de la significativité conjointe des instruments utilisés dans la première étape n'ont jamais rejeté l'hypothèse nulle au seuil de 1 %. Notons que la seconde équation reste identifiée sans condition d'exclusion pour les besoins des tests, puisque l'identification repose alors sur l'hypothèse distributionnelle du modèle de Lee (voir Bourguignon *et al.*, 2007).

²⁸ Ainsi, Ashenfelter et Zimmerman (1997) utilisent comme instrument l'éducation parentale, Butcher et Case (1994) la présence d'une sœur dans la famille, et Card (1995) la proximité géographique d'un collègue.

Traiter l'endogénéité de l'éducation avec des variables instrumentales peut aboutir à une sous-estimation des rendements de l'éducation si la scolarisation est positivement corrélée à la capacité inobservée des individus. Ainsi, Belzil et Hansen (2002) constatent une forte corrélation positive entre la capacité inobservée et le goût inobservé pour l'étude, conduisant donc à un biais substantiel de surestimation avec les estimations des MCO du rendement de l'éducation. Toutefois, on constate plus couramment que les rendements estimés augmentent dès lors que l'on considère l'éducation comme une variable endogène (voir par exemple Card, 1999, 2001). Card (1999) propose une explication de ce phénomène fondée sur l'hypothèse selon laquelle les rendements de l'éducation suivent une distribution hétérogène dans la population. D'autres explications suggèrent que les estimations des MCO pâtissent de ce qu'on appelle un biais d'atténuation dû aux erreurs de mesure dans les années déclarées de scolarisation²⁹. Puisque deux effets sont susceptibles de jouer dans des directions opposées (biais de capacités et biais d'atténuation), une estimation par les MCO du rendement de l'éducation peut être biaisée dans un sens ou dans un autre, selon l'intensité relative de ces biais.

Dans cette contribution, nous traitons la question de l'endogénéité au moyen de diverses techniques. Premièrement, nous prenons comme instruments le niveau d'instruction du père et son emploi principal et nous choisissons une approche par la fonction de contrôle (FC) (Garen, 1984 ; Wooldridge, 2002 ; Söderbom *et al.*, 2006). La méthode faisant appel à la FC est adaptée lorsque le profil revenu/éducation est non linéaire dans les paramètres estimés. Comme le montrent nos résultats, l'effet marginal de l'éducation sur le revenu n'est pas constant. Pour de plus amples détails et discussions sur la mise en œuvre de cette méthode, voir Kuépié *et al.* (2009).

À la suite de Blackburn et Neumark (1995) et de Lam et Schoeni (1993), ou de Ashenfelter et Zimmerman (1997), nous avons aussi utilisé différemment les informations sur le contexte familial en les introduisant directement dans les fonctions de revenus. C'est une autre façon d'appliquer la procédure FC (voir Kuépié *et al.*, 2009).

Toutes ces techniques différentes sont intéressantes à mettre en œuvre, parce que les diverses hypothèses qui les sous-tendent peuvent révéler des tendances communes dans les résultats, dont nous pourrions alors considérer qu'ils sont relativement robustes. Partant, même si les questions d'endogénéité ne sont pas parfaitement corrigées, la similarité des résultats découlant de différentes méthodes devrait nous convaincre de leur relative robustesse.

²⁹ Griliches (1977), Angrist et Krueger (1991) ainsi qu'Ashenfelter et Krueger (1994) suggèrent que les omissions du biais de capacités dans les estimations des MCO sont relativement limitées, mais les biais de sous-estimation en raison des erreurs de mesure pourraient être considérables.

ANNEXE II. : TABLEAUXTableau A1 :

**Statistiques synthétisées des échantillons des individus (15 ans et plus) ayant un emploi rémunéré
(Distribution moyenne des variables entrant dans les régressions)**

	Brazzaville	Pointe-Noire	Ensemble
Individu de Pointe-Noire	0.00	1.00	0.37
Individu de Brazzaville	1.00	0.00	0.63
Age	38.32	35.85	37.41
Nombre d'années d'éducation	10.31	9.60	10.05
Nombre d'années primaire	5.77	5.71	5.75
Nombre d'années de collège	2.90	2.66	2.81
Nombre d'années lycée	1.18	1.04	1.13
Nombre d'années du supérieur	0.57	0.35	0.49
Expérience potentielle	21.65	19.69	20.93
Ancienneté dans l'emploi principal	8.56	6.95	7.97
Secteur public	0.31	0.13	0.25
Secteur privé	0.10	0.13	0.11
Femme	0.40	0.39	0.39
Migrant urbain	0.16	0.29	0.21
Migrant rural	0.16	0.18	0.17
Migrant étranger	0.14	0.11	0.13
Marié polygame	0.02	0.01	0.01
En union libre	0.31	0.28	0.30
Célibataire	0.31	0.31	0.31
Divorcé	0.05	0.06	0.05
Veuf	0.03	0.04	0.04
Protestant	0.13	0.25	0.17
Eglise de réveil	0.26	0.22	0.25
autre chrétien	0.04	0.03	0.03
Musulman	0.05	0.02	0.04
Sans religion	0.07	0.09	0.08
Autre religion	0.03	0.09	0.06
Conjoint du chef de ménage	0.19	0.19	0.19
Fils/fille du chef de ménage	0.07	0.09	0.08
Autres parent	0.06	0.05	0.06
Ratio de dépendance du ménage	0.87	0.94	0.89
Père a entre 1 et 5 années d'études	0.28	0.28	0.28
Père a entre 6 et 9 années d'études	0.13	0.20	0.15
Père a entre 10 et 25 années d'études	0.23	0.23	0.23
Père est cadre	0.22	0.17	0.20
Père est indépendant	0.17	0.14	0.16
Père est de profession inconnue	0.38	0.36	0.37

Source : Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel au Congo (EESIC) 2009, Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques, République du Congo ; Calculs des auteurs.

Tableau A2 :

Modèle logit de la probabilité (effets marginaux) d'être au chômage au sens du BIT (individus de 15 ans et plus)

VARIABLES	(1) Brazzaville	(2) Pointe-Noire	(3) Ensemble
<i>Reference : sans niveau scolaire</i>			
Primaire achevé / Secondaire 1 inachevé	0.022 (0.014)	0.009 (0.008)	0.012* (0.007)
Secondaire technique	0.058* (0.031)	0.041* (0.022)	0.043** (0.017)
Secondaire 1 achevé / Secondaire 2 inachevé	0.040** (0.019)	0.018 (0.011)	0.026** (0.010)
Secondaire 2 achevé	0.030 (0.024)	0.010 (0.015)	0.018 (0.013)
Etudes supérieures	0.042* (0.022)	0.061** (0.026)	0.044*** (0.015)
Femme	-0.007 (0.007)	-0.005 (0.006)	-0.006 (0.005)
15-29 ans	0.047*** (0.012)	0.038*** (0.009)	0.043*** (0.007)
50 ans et plus	-0.023*** (0.007)	-0.006 (0.009)	-0.016*** (0.005)
Indicatrice de Pointe-Noire			-0.007* (0.004)
Observations	1,817	1,971	3,788
Pseudo R-squared	0.386	0.379	0.376

Note : Les écarts-types à la moyenne sont donnés entre parenthèses.. *, ** et *** indiquent respectivement que le coefficient est significatif au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.

Les autres variables explicatives introduites dans le modèle sont des indicatrices du statut migratoire et des indicatrices de la religion de l'individu, des indicatrices du statut de l'individu dans le ménage, le revenu par tête du ménage, et le ratio de dépendance du ménage.

Tableau A3 :

Impact de l'éducation sur l'allocation entre les secteurs (modèles logits multinomiaux, effets marginaux)

VARIABLES	Brazzaville			Pointe-Noire			Ensemble		
	Public	Privé Formel	Informel	Public	Privé Formel	Informel	Public	Privé Formel	Informel
Primaire achevé / Secondaire 1 inachevé	0.195*** (0.074)	-0.014 (0.030)	-0.181*** (0.069)	0.200** (0.079)	0.023 (0.033)	-0.223*** (0.072)	0.178*** (0.047)	0.002 (0.023)	-0.180*** (0.044)
Secondaire technique	0.596*** (0.074)	-0.030 (0.031)	-0.566*** (0.056)	0.532*** (0.158)	-0.015 (0.052)	-0.517*** (0.120)	0.535*** (0.074)	-0.018 (0.029)	-0.517*** (0.057)
Secondaire 1 achevé / Secondaire 2 inachevé	0.492*** (0.075)	-0.022 (0.028)	-0.471*** (0.064)	0.426*** (0.131)	0.022 (0.044)	-0.448*** (0.103)	0.424*** (0.064)	0.002 (0.025)	-0.426*** (0.053)
Secondaire 2 achevé	0.642*** (0.066)	-0.052** (0.026)	-0.590*** (0.052)	0.665*** (0.128)	0.016 (0.064)	-0.681*** (0.074)	0.636*** (0.063)	-0.007 (0.031)	-0.629*** (0.041)
Etudes supérieures	0.700*** (0.054)	-0.010 (0.029)	-0.691*** (0.038)	0.681*** (0.119)	-0.010 (0.049)	-0.670*** (0.079)	0.664*** (0.055)	-0.003 (0.027)	-0.660*** (0.037)
Femme	-0.063** (0.029)	-0.086*** (0.023)	0.149*** (0.034)	-0.008 (0.015)	-0.061*** (0.022)	0.070*** (0.027)	-0.027* (0.015)	-0.075*** (0.016)	0.102*** (0.021)
15-29 ans	-0.076*** (0.028)	-0.009 (0.020)	0.085** (0.033)	-0.007 (0.014)	-0.009 (0.021)	0.016 (0.025)	-0.031** (0.014)	-0.012 (0.015)	0.043** (0.020)
50 ans et plus	0.176*** (0.041)	-0.027 (0.022)	-0.149*** (0.046)	0.075*** (0.027)	0.115*** (0.039)	-0.190*** (0.046)	0.112*** (0.023)	0.040* (0.022)	-0.151*** (0.031)
Indicatrice de Pointe- Noire							-0.114*** (0.013)	0.019 (0.012)	0.095*** (0.018)
Observations		1,506			1,729			3,235	
Pseudo R-squared		0.249			0.151			0.206	

Note : Les écarts-types à la moyenne sont donnés entre parenthèses. *, ** et *** indiquent respectivement que le coefficient est significatif au niveau de 10 %, 5 % et 1 %. Les variables explicatives supplémentaires utilisées dans les modèles sont des indicatrices du statut migratoire et des indicatrices de la religion de l'individu, des indicatrices du statut de l'individu dans le ménage, le revenu par tête du ménage, et le ratio de dépendance du ménage.

Tableau A4 :

Fonctions de revenu avec éducation endogène et correction de la sélectivité (tous secteurs)

Variable dépendante : logarithme des rémunérations horaires

VARIABLES	(1) Brazzaville	(2) Pointe-Noire	(3) Ensemble
<i>Variables d'éducation</i>			
0-6 années (primaire)	0.007 (0.044)	0.052 (0.034)	0.015 (0.024)
7-9 années (collège)	0.091*** (0.028)	0.070** (0.028)	0.061*** (0.015)
10-13 années (lycée)	0.054** (0.025)	0.133*** (0.032)	0.074*** (0.017)
+13 années (enseignement supérieur)	0.116*** (0.019)	0.126*** (0.032)	0.107*** (0.015)
Expérience potentielle	0.018* (0.010)	0.016* (0.009)	0.020*** (0.007)
(Expérience potentielle) ² /100	-0.010 (0.020)	-0.011 (0.018)	-0.016 (0.013)
Ancienneté dans l'emploi actuel	0.019* (0.010)	0.026*** (0.009)	0.022*** (0.006)
(Ancienneté dans l'emploi actuel) ² /100	-0.026 (0.032)	-0.049* (0.028)	-0.037* (0.020)
Secteur public	0.316*** (0.069)	0.225*** (0.051)	0.278*** (0.044)
Secteur privé formel	0.236** (0.093)	0.163*** (0.058)	0.189*** (0.053)
Femme	-0.112* (0.060)	-0.277*** (0.058)	-0.216*** (0.038)
Inverse du ratio de Mills	-0.034 (0.072)	0.229*** (0.072)	0.098* (0.051)
Résidus de l'éducation		-0.037 (0.022)	
Constante	-1.779*** (0.263)	-2.003*** (0.276)	-1.755*** (0.156)
Observations	1,368	1,517	2,885
R-squared	0.235	0.215	0.216
Pseudo R-squared	0.220	0.201	0.209

*Note : Les variables explicatives supplémentaires utilisées dans les modèles sont le statut migratoire (variables muettes pour les migrants ruraux, urbains ou étrangers), la situation de famille (variables muettes pour les individus célibataires, mariés monogames, mariés polygames, veufs, en union libre, divorcés) et des variables muettes pour la religion (catholique, protestant, musulman, autre chrétien, église de réveil, sans religion). L'inverse du ratio de Mills est tiré d'une estimation des probits de la participation au marché du travail pour chaque ville (avec, pour variable dépendante, une variable muette pour un revenu strictement positif) comportant l'âge et son carré, le sexe, le nombre d'années de scolarité, le statut migratoire, la situation de famille, la religion et deux variables identifiantes, à savoir le ratio de dépendance et le lien de parenté avec le chef de ménage. Les écarts-types à la moyenne (entre parenthèse) sont estimés par la méthode du bootstrap avec 500 réplifications. *, ** et *** indiquent que le coefficient est significatif respectivement au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.*

Tableau A5 :

Fonctions de revenu avec éducation endogène et correction de la sélectivité (secteur public)

Variable dépendante : logarithme des rémunérations horaires

VARIABLES	(1) Brazzaville	(2) Pointe-Noire	(3) Ensemble
<i>Variables d'éducation</i>			
0-6 années (primaire)	-0.039 (0.137)	-0.051 (0.211)	-0.064 (0.100)
7-9 années (collège)	0.038 (0.095)	0.249*** (0.087)	0.123* (0.068)
10-13 années (lycée)	0.071 (0.046)	0.135 (0.089)	0.079** (0.040)
+13 années (enseignement supérieur)	0.089* (0.053)	0.208*** (0.054)	0.121*** (0.041)
Expérience potentielle	0.004 (0.030)	-0.005 (0.031)	0.005 (0.024)
(Expérience potentielle) ² /100	0.017 (0.054)	0.040 (0.062)	0.019 (0.043)
Ancienneté dans l'emploi actuel	0.009 (0.012)	0.022 (0.017)	0.014 (0.010)
(Ancienneté dans l'emploi actuel) ² /100	-0.022 (0.036)	-0.039 (0.058)	-0.033 (0.029)
Femme	0.066 (0.080)	-0.168 (0.105)	-0.015 (0.072)
Inverse du ratio de Mills	0.055 (0.195)	-0.200 (0.291)	-0.012 (0.185)
Résidus de l'éducation	-0.011 (0.036)	-0.089* (0.052)	-0.031 (0.027)
Constante	-0.696 (1.198)	-1.710 (1.694)	-0.973 (0.999)
Observations	421	214	635
R-squared	0.176	0.374	0.204
Pseudo R-squared	0.124	0.291	0.170

*Note : Les variables explicatives supplémentaires utilisées dans les modèles sont le statut migratoire (variables muettes pour les migrants ruraux, urbains ou étrangers), la situation de famille (variables muettes pour les individus célibataires, mariés monogames, mariés polygames, veufs, en union libre, divorcés) et des variables muettes pour la religion (catholique, protestant, musulman, autre chrétien, église de réveil, sans religion). L'inverse du ratio de Mills est tiré d'une estimation des probits de la participation au marché du travail pour chaque ville (avec, pour variable dépendante, une variable muette pour un revenu strictement positif) comportant l'âge et son carré, le sexe, le nombre d'années de scolarité, le statut migratoire, la situation de famille, la religion et deux variables identifiantes, à savoir le ratio de dépendance et le lien de parenté avec le chef de ménage. Les écarts-types à la moyenne (entre parenthèse) sont estimés par la méthode du bootstrap avec 500 réplifications. *, ** et *** indiquent que le coefficient est significatif respectivement au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.*

Tableau A6 :

Fonctions de revenu avec éducation endogène et correction de la sélectivité (secteur privé formel)

Variable dépendante : logarithme des rémunérations horaires

VARIABLES	(1) Brazzaville	(2) Pointe-Noire	(3) Ensemble
<i>Variables d'éducation</i>			
0-6 années (primaire)	0.252* (0.140)	0.201* (0.105)	0.166*** (0.064)
7-9 années (collège)	0.080 (0.137)	0.055 (0.068)	0.051 (0.052)
10-13 années (lycée)	0.102 (0.099)	0.104 (0.082)	0.119** (0.054)
+13 années (enseignement supérieur)	0.249*** (0.090)	0.068 (0.050)	0.134*** (0.047)
Expérience potentielle	-0.039 (0.042)	0.005 (0.024)	0.003 (0.016)
(Expérience potentielle) ² /100	0.129 (0.100)	0.024 (0.050)	0.033 (0.032)
Ancienneté dans l'emploi actuel	0.081** (0.038)	0.007 (0.027)	0.040* (0.020)
(Ancienneté dans l'emploi actuel) ² /100	-0.197 (0.152)	0.009 (0.087)	-0.088 (0.063)
Femme	0.629** (0.311)	-0.322* (0.176)	-0.038 (0.157)
Inverse du ratio de Mills	-0.161 (0.202)	0.112 (0.363)	-0.080 (0.198)
Résidus de l'éducation	-0.038 (0.077)		
Constante	-3.420*** (0.943)	-1.942** (0.972)	-2.511*** (0.491)
Observations	140	200	340
R-squared	0.424	0.339	0.294
Pseudo R-squared	0.298	0.249	0.238

*Note : Les variables explicatives supplémentaires utilisées dans les modèles sont le statut migratoire (variables muettes pour les migrants ruraux, urbains ou étrangers), la situation de famille (variables muettes pour les individus célibataires, mariés monogames, mariés polygames, veufs, en union libre, divorcés) et des variables muettes pour la religion (catholique, protestant, musulman, autre chrétien, église de réveil, sans religion). L'inverse du ratio de Mills est tiré d'une estimation des probits de la participation au marché du travail pour chaque ville (avec, pour variable dépendante, une variable muette pour un revenu strictement positif) comportant l'âge et son carré, le sexe, le nombre d'années de scolarité, le statut migratoire, la situation de famille, la religion et deux variables identifiantes, à savoir le ratio de dépendance et le lien de parenté avec le chef de ménage. Les écarts-types à la moyenne (entre parenthèse) sont estimés par la méthode du bootstrap avec 500 répliquations. *, ** et *** indiquent que le coefficient est significatif respectivement au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.*

Tableau A7 :

Fonctions de revenu avec éducation endogène et correction de la sélectivité (secteur informel)

Variable dépendante : logarithme des rémunérations horaires

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	Brazzaville	Pointe-Noire	Ensemble
<i>Variables d'éducation</i>			
0-6 années (primaire)	-0.012 (0.047)	0.013 (0.039)	0.003 (0.027)
7-9 années (collège)	0.102*** (0.034)	0.024 (0.035)	0.048** (0.019)
10-13 années (lycée)	0.013 (0.049)	0.086** (0.041)	0.053* (0.028)
+13 années (enseignement supérieur)	0.206*** (0.074)	0.064 (0.056)	0.116*** (0.044)
Expérience potentielle	0.023* (0.012)	0.018* (0.010)	0.022*** (0.008)
(Expérience potentielle) ² /100	-0.022 (0.022)	-0.016 (0.020)	-0.024 (0.016)
Ancienneté dans l'emploi actuel	0.010 (0.013)	0.026** (0.011)	0.018** (0.008)
(Ancienneté dans l'emploi actuel) ² /100	0.013 (0.042)	-0.052 (0.034)	-0.016 (0.027)
Femme	-0.262*** (0.074)	-0.265*** (0.073)	-0.266*** (0.049)
Inverse du ratio de Mills	0.045 (0.108)	-0.274*** (0.085)	-0.113* (0.068)
Résidus de l'éducation		-0.003 (0.030)	
Constante	-1.567*** (0.317)	-1.797*** (0.332)	-1.682*** (0.187)
Observations	807	1,103	1,910
R-squared	0.121	0.130	0.109
Pseudo R-squared	0.0938	0.110	0.0976

*Note : Les variables explicatives supplémentaires utilisées dans les modèles sont le statut migratoire (variables muettes pour les migrants ruraux, urbains ou étrangers), la situation de famille (variables muettes pour les individus célibataires, mariés monogames, mariés polygames, veufs, en union libre, divorcés) et des variables muettes pour la religion (catholique, protestant, musulman, autre chrétien, église de réveil, sans religion). L'inverse du ratio de Mills est tiré d'une estimation des probits de la participation au marché du travail pour chaque ville (avec, pour variable dépendante, une variable muette pour un revenu strictement positif) comportant l'âge et son carré, le sexe, le nombre d'années de scolarité, le statut migratoire, la situation de famille, la religion et deux variables identifiantes, à savoir le ratio de dépendance et le lien de parenté avec le chef de ménage. Les écarts-types à la moyenne (entre parenthèse) sont estimés par la méthode du bootstrap avec 500 répliquions. *, ** et *** indiquent que le coefficient est significatif respectivement au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.*

Tableau A8 :

Rendements marginaux de l'éducation obtenus avec d'autres méthodes d'estimation(calculés à la moyenne de l'échantillon en utilisant la fonction de revenu *spline* linéaire par morceaux présente dans les Tableaux A4 à A7)

	Brazzaville	Pointe Noire	Ensemble
Tous secteurs			
MCO	0.092***	0.033*	0.058***
Sélectivité corrigée (méthode de Lee)	0.091***	0.037*	0.061***
Sélectivité corrigée + caractéristiques du père	0.086***	0.036*	0.057***
Sélectivité corrigée + fonction de contrôle (FC)	0.136***	0.070**	0.089***
Secteur public			
MCO	0.066**	0.014	0.066**
Sélectivité corrigée (méthode de Lee)	0.060**	0.058	0.060**
Sélectivité corrigée + caractéristiques du père	0.057*	0.032	0.057*
Sélectivité corrigée + fonction de contrôle (FC)	0.071	0.135	0.071
Secteur privé formel			
MCO	0.059	0.118*	0.112**
Sélectivité corrigée (méthode de Lee)	0.066	0.104	0.119**
Sélectivité corrigée + caractéristiques du père	0.073	0.080	0.111**
Sélectivité corrigée + fonction de contrôle (FC)	0.102	0.224**	0.213***
Secteur informel			
MCO	0.100***	0.020	0.051***
Sélectivité corrigée (méthode de Lee)	0.102***	0.021	0.048***
Sélectivité corrigée + caractéristiques du père	0.092***	0.023	0.046**
Sélectivité corrigée + fonction de contrôle (FC)	0.162***	0.024	0.061**

Note : Les fonctions de revenu incluent l'ensemble des caractéristiques présentées dans les Tableaux A4 à A7. *, ** et *** indiquent respectivement que les coefficients de l'éducation sont significatifs au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.

Tableau A9 :

Tests des effets croisés du sexe avec l'éducation

Variable dépendante : logarithme des rémunérations horaires

	Brazzaville		Pointe-Noire		Ensemble	
	X	X*FEM	X	X*FEM	X	X*FEM
SECTEUR PUBLIC						
Femme	0.471 (0.552)		0.167 (0.663)		0.249 (0.391)	
0-6 années de scolarité (primaire)	-0.031 (0.128)		-0.057 (0.198)		-0.063 (0.102)	
7-9 années de scolarité (collège)	0.025 (0.099)	-0.0444 (0.157)	0.275*** (0.090)	(0.188) 0.0747	0.113 (0.073)	-0.0369 (0.112)
10-13 années de scolarité (lycée)	0.098* (0.050)	-0.0794 (0.0716)	0.118 (0.099)	(0.0838) 0.0235	0.092** (0.043)	-0.0393 (0.0517)
+13 années de scolarité (enseignement supérieur)	0.102* (0.052)	-0.0479 (0.0509)	0.210*** (0.051)	(0.0804)	0.126*** (0.042)	-0.0321 (0.0361)
Test de nullité conjointe pour les coefficients de l'éducation croisés Chi2	6.438		1.154		3.514	
Prob>Chi2	0.0921		0.764		0.319	
SECTEUR PRIVÉ						
Femme	1.088 (10.832)		-0.360 (1.430)		-0.064 (1.380)	
0-6 années de scolarité (primaire)	0.300** (0.149)	-0.383 (2.135)	0.195 (0.193)	-0.0293 (0.269)	0.181** (0.076)	-0.113 (0.252)
7-9 années de scolarité (collège)	0.027 (0.126)	0.459 (0.747)	0.028 (0.084)	0.129 (0.165)	0.005 (0.057)	0.262* (0.139)
10-13 années de scolarité (lycée)	0.074 (0.114)	0.149 (0.378)	0.130 (0.086)	-0.137 (0.177)	0.138** (0.054)	-0.144 (0.131)
+13 années de scolarité (enseignement supérieur)	0.259** (0.107)	-0.118 (0.290)	0.055 (0.052)	0.106 (0.209)	0.118** (0.049)	0.155 (0.123)
Test de nullité conjointe pour les coefficients de l'éducation croisés Chi2	1.859		0.891		6.828	
Prob>Chi2	0.762		0.926		0.145	
SECTEUR INFORMEL						
Femme	-0.370 (0.450)		-0.144 (0.346)		-0.183 (0.260)	
0-6 années de scolarité (primaire)	-0.022 (0.071)	0.0196 (0.0905)	0.024 (0.051)	-0.0325 (0.0645)	0.014 (0.038)	-0.0239 (0.0511)
7-9 années de scolarité (collège)	0.109** (0.049)	-0.0113 (0.0612)	0.014 (0.033)	0.0193 (0.0450)	0.041 (0.026)	0.0170 (0.0379)
10-13 années de scolarité (lycée)	0.006 (0.062)	-0.00859 (0.0886)	0.082* (0.048)	- (0.0851)	0.054 (0.036)	-0.0203 (0.0616)
+13 années de scolarité (enseignement supérieur)	0.167* (0.095)	0.212 (0.167)	0.042 (0.060)	0.173 (0.116)	0.087* (0.045)	0.201** (0.101)
Test de nullité conjointe pour les coefficients de l'éducation croisés Chi2	1.992		3.926		5.661	
Prob>Chi2	0.737		0.416		0.226	
SECTEUR ENSEMBLE						
Femme	-0.250 (0.377)		-0.132 (0.317)		-0.156 (0.248)	
0-6 années de scolarité (primaire)	0.017 (0.054)	-0.0122 (0.0772)	0.064 (0.042)	-0.0333 (0.0608)	0.029 (0.031)	-0.0333 (0.0483)
7-9 années de scolarité (collège)	0.062* (0.038)	0.0590 (0.0506)	0.063** (0.030)	0.0130 (0.0425)	0.044** (0.020)	0.0395 (0.0319)
10-13 années de scolarité (lycée)	0.043 (0.032)	0.0468 (0.0518)	0.135*** (0.035)	-0.0168 (0.0549)	0.072*** (0.023)	0.0107 (0.0392)
+13 années de scolarité (enseignement supérieur)	0.121*** (0.022)	-0.00811 (0.0452)	0.111*** (0.036)	0.113* (0.0618)	0.102*** (0.017)	0.0462 (0.0350)
Test de nullité conjointe pour les coefficients de l'éducation croisés Chi2	6.976		4.380		9.140	
Prob>Chi2	0.137		0.357		0.0577	

Note : Femme est une variable muette indiquant si l'individu est une femme. Les autres variables explicatives présentes dans les régressions sont indiquées dans les notes des Tableaux A4 à A7. Les fonctions de revenu sont estimées par régression avec une variable d'éducation endogène ou exogène suivant les cas (méthode de la fonction de contrôle) et correction de la sélection par la méthode de Lee. Les écarts-types à la moyenne sont estimés par la méthode du bootstrap avec 500 réplifications. *, ** et *** indiquent que les coefficients de l'éducation sont significatifs respectivement au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.

Tableau A10 :
Tests des effets croisés de l'âge avec l'éducation
 Variable dépendante : logarithme des rémunérations horaires

	Brazzaville		Pointe-Noire		Ensemble	
	X	X ^{VIEUX}	X	X ^{VIEUX}	X	X ^{VIEUX}
SECTEUR PUBLIC						
Vieux	-0.732 (2.197)		-0.673 (1.200)		0.929 (1.566)	
0-6 années de scolarité (primaire)	-0.010 (0.219)	0.158 (0.426)	-0.019 (0.221)	0.0157 (0.228)	0.007 (0.162)	-0.207 (0.284)
7-9 années de scolarité (collège)	0.034 (0.100)	-0.0600 (0.152)	0.158 (0.112)	0.164 (0.136)	0.090 (0.079)	0.0897 (0.0874)
10-13 années de scolarité (lycée)	0.069 (0.049)	0.0476 (0.0761)	0.152 (0.094)	-0.144 (0.138)	0.082* (0.043)	0.00752 (0.0768)
+13 années de scolarité (enseignement supérieur)	0.104** (0.049)	-0.227*** (0.0833)	0.207*** (0.057)	-0.124 (0.153)	0.131*** (0.040)	-0.193*** (0.0647)
Test de nullité conjointe pour les coefficients de l'éducation croisés Chi2	8.645		4.227		11.83	
Prob>Chi2	0.0706		0.376		0.0186	
SECTEUR PRIVÉ						
Vieux	0.691 (1.415)		1.734 (1.286)		0.900 (0.622)	
0-6 années de scolarité (primaire)	0.269 (0.210)	-0.163 (0.272)	0.312** (0.149)	-0.289 (0.247)	0.235*** (0.080)	-0.173 (0.124)
7-9 années de scolarité (collège)	0.004 (0.179)	0.279 (0.221)	0.048 (0.087)	0.0432 (0.144)	0.018 (0.067)	0.118 (0.0987)
10-13 années de scolarité (lycée)	0.163 (0.113)	-0.150 (0.228)	0.099 (0.087)	-0.0673 (0.148)	0.154** (0.063)	-0.128 (0.113)
+13 années de scolarité (enseignement supérieur)	0.268** (0.110)	-0.164 (0.310)	0.043 (0.052)	0.300* (0.177)	0.122*** (0.046)	0.128 (0.143)
Test de nullité conjointe pour les coefficients de l'éducation croisés Chi2	2.340		4.233		3.239	
Prob>Chi2	0.674		0.375		0.519	
SECTEUR INFORMEL						
Vieux	0.193 (0.490)		-0.182 (0.340)		-0.000 (0.273)	
0-6 années de scolarité (primaire)	0.006 (0.066)	-0.0581 (0.0944)	-0.004 (0.058)	-0.000903 (0.0639)	0.010 (0.040)	-0.0245 (0.0526)
7-9 années de scolarité (collège)	0.085* (0.045)	0.0403 (0.0670)	-0.007 (0.046)	0.0474 (0.0463)	0.029 (0.025)	0.0424 (0.0380)
10-13 années de scolarité (lycée)	0.006 (0.061)	0.0261 (0.0947)	0.082* (0.045)	-0.0264 (0.0976)	0.054 (0.033)	-0.00735 (0.0731)
+13 années de scolarité (enseignement supérieur)	0.234*** (0.088)	-0.168 (0.182)	0.046 (0.055)	0.0655 (0.159)	0.117*** (0.043)	-0.0166 (0.116)
Test de nullité conjointe pour les coefficients de l'éducation croisés Chi2	1.505		1.702		1.479	
Prob>Chi2	0.826		0.790		0.830	
SECTEUR ENSEMBLE						
Vieux	0.084 (0.392)		0.110 (0.334)		0.088 (0.233)	
0-6 années de scolarité (primaire)	0.018 (0.053)	-0.0380 (0.0764)	0.063 (0.050)	-0.0334 (0.0623)	0.027 (0.035)	-0.0338 (0.0444)
7-9 années de scolarité (collège)	0.076** (0.035)	0.0395 (0.0485)	0.052 (0.034)	0.0395 (0.0391)	0.047** (0.021)	0.0329 (0.0321)
10-13 années de scolarité (lycée)	0.051* (0.029)	0.0313 (0.0616)	0.140*** (0.032)	-0.0412 (0.0709)	0.075*** (0.020)	0.00466 (0.0484)
+13 années de scolarité (enseignement supérieur)	0.127*** (0.021)	-0.154** (0.0644)	0.117*** (0.031)	0.0764 (0.0971)	0.111*** (0.016)	-0.0549 (0.0519)
Test de nullité conjointe pour les coefficients de l'éducation croisés Chi2	6.773		1.662		2.477	
Prob>Chi2	0.148		0.798		0.649	

Note : VIEUX est une variable muette indiquant si l'individu a plus de 30 ans. Les autres variables explicatives présentes dans les régressions sont indiquées dans les notes des Tableaux A4 à A7. Les fonctions de revenu sont estimées par régression avec une variable d'éducation endogène ou exogène suivant les cas (méthode de la fonction de contrôle) et correction de la sélection par la méthode de Lee. Les écarts-types à la moyenne sont estimés par la méthode du bootstrap avec 500 répliques. *, ** et *** indiquent que les coefficients de l'éducation sont significatifs respectivement au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.

Références Bibliographiques

- Amegashie F., Brilleau A., Coulibaly S., Koriko O., Ouedraogo E., Roubaud F., Torelli C.(2005)**, « La conception et la mise en œuvre des enquêtes 1-2-3 en UEMOA Les enseignements méthodologiques », *STATECO*, 99, p.21-41
- Angrist J.D., Krueger A.B. (1991)**, « Does Compulsory School Attendance affect Schooling and Earnings », *Quarterly Journal of Economics*, 106, p. 979-1014.
- Appleton S., Hoddinott J., Krishnan P.(1999)**, « The Gender Wage Gap in Three African Countries », *Economic Development and Cultural Change*, 47(2), p. 289-312.
- Arrow K. J. (1973)**, « Higher Education as a Filter », *Journal of Public Economics*, 2, p. 193-216.
- Ashenfelter O., Krueger A.B., (1994)**, « Estimates of Economic Return to Schooling for a New Sample of Twins », *Quarterly Journal of Economics*, 113, p. 253-284.
- Ashenfelter O., Zimmerman D. (1997)**, « Estimating of Return to Schooling from Sibling Data: Fathers, Sons and Brothers », *Review of Economics and Statistics*, 79, p. 1-9.
- Belzil C., Hansen J., (2002)**, « Unobserved Ability and the Return to Schooling », *Econometrica* 70, p. 2075-2091.
- Behrman J.R., Ross, D., Sabot R.(2008)**, « Improving Quality versus Increasing Quantity of Schooling: Estimates of Rates of Return from Rural Pakistan », *Journal of Development Economic*, 85, p. 94–104.
- Bennell P. (1996)**, « Rates of Return on Education: Does the Conventional Pattern Prevail in Sub-saharan Africa? », *World Development*, 24(1), p. 183-199.
- Bennell P. (2002)**, « Hitting the Target: Doubling Primary School Enrolments in Sub-Saharan Africa by 2015 », *World Development* 30 (7), p. 1179-1194.
- Blackburn M., Neumark D. (1995)**, « Are OLS Estimates of the Return to Schooling biased downward? Another Look », *Review of Economics and Statistics*, 77, p. 217-229.
- Bocquier P., Nordman C.J., Vescovo A. (2010)**, « Employment Vulnerability and Earnings in Urban West Africa », *World Development*, 38 (9), p. 1297-1314.
- Bourguignon F., Fournier M., Gurgand M. (2007)**, « Selection Bias Corrections based on the Multinomial Logit Model: Monte-Carlo Comparisons », *Journal of Economic Surveys*, 21(1), p. 174–205.
- Butcher K.F., Case A. (1994)**, « The Effects of Sibling Composition on Women's Education and Earnings », *Quarterly Journal of Economics*, 109, p. 443-450.
- Card D. (1995)**, « Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling », in : Christofides L.N., Grant E.K., Swidinsky R. (dir.), *Aspects of Labour Market Behavior: Essays in Honor of John Vanderkamp*, University of Toronto, Canada, p. 201-222.
- Card D. (1999)**, « The Causal Effect of Education on Earnings », in : Ashenfelter O., Card D. (dir.), *Handbook of Labor Economics*, Chapitre 30, p. 1801-1863.
- Card D. (2001)**, « Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems », *Econometrica*, 69, p. 1127-1160.
- CNSEE (2006)**, *Enquête Congolaise auprès des ménages pour l'évaluation de la pauvreté ECOM-2005. Profil de pauvreté au Congo en 2005. Rapport final d'analyse*, 141 p.
- CNSEE (2009)**, *Enquête 1-2. Phase 1 : Enquête emploi. Manuel de l'enquêteur*, 30 p.
- CONFEMEN & MEPSA (2009)**, *Rapport PASEC Congo-Brazzaville 2009. L'enseignement primaire au Congo : à la recherche de la qualité et de l'équité*, 151 p.
- Cohen B., House W.J. (1993)**, « Women's Urban Labour Market Status in Developing Countries: How Well do they Fare in Khartoum, Sudan? », *Journal of Development Studies*, 29(3), p. 461-483.
- Dahl G. (2002)**, « Mobility and the Returns to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets », *Econometrica*, 70, p. 2367-2420.
- Dimova R., Nordman C.J., Roubaud F. (2010)**, « Allocation of Labor in Urban West Africa: Insights from the Pattern of Labor Supply and Skill Premium », *Review of Development Economics*, 14(1), p. 160–178.
- Dougherty C. (2003)**, « Why is the Rate of Return to Schooling Higher for Women than for Men? », *Centre for Economic Performance Discussion Paper*, n° 581 (août).
- Garen J. (1984)**, « The Returns to Schooling: A selectivity Bias Approach with a Continuous Choice Variable », *Econometrica*, 52, p. 1199-1218.

- Glewwe P. (1996)**, « The Relevance of Standard Estimates of Rates of Return to Schooling for Education Policy: A Critical Assessment », *Journal of Development Economics*, 51, p. 267-290.
- Glick P., Sahn D.E. (1997)**, « Gender and Education Impacts on Employment and Earnings in West Africa: Evidence from Guinea », *Economic Development and Cultural Change*, 45(4), p. 793-823.
- Griliches Z. (1977)**, « Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems », *Econometrica*, 45, p. 1-22.
- Hess P., Ross C. (1997)**, *Economic Development: Theories, Evidence and Policies*, Fortworth : Dryden Press/Harcourt Brace Publishers.
- Kouamé A. (1999)**, *Education et Emploi des femmes à Abidjan*, L'Harmattan, Collection Sociétés Africaines et Diaspora.
- Kuépié M., Nordman C.J., Roubaud F. (2009)**, « Education and Earnings in Urban West Africa », *Journal of Comparative Economics*, 37(3), p. 491-515.
- Kuépié M., Nordman C.J., Roubaud F. (2013)**, « Education and Labour Market Outcomes », in De Vreyer P. and Roubaud F. (Eds), *Urban Labour Markets in Sub-Saharan Africa*, Chapitre 3, Africa Development Forum, The World Bank, à paraître.
- Lam D., Schoeni R.F. (1993)**, « Effects of Family Background on Earnings and Returns to Schooling: Evidence from Brazil », *Journal of Political Economy*, 1001, p. 710-740.
- Lee L.-F. (1983)**, « Generalized Econometric Models with Selectivity », *Econometrica*, 51(2), p. 507-512.
- Nordman C.J., Roubaud F. (2009)**, « Reassessing the Gender Wage Gap in Madagascar: Does Labor Force Attachment Really Matter? », *Economic Development and Cultural Change*, 57(4), p. 785-808.
- Nordman C.J., Roubaud F. (2010)**, « An Original Approach in Development Economics: 20 Years of Work on Measuring and Analysing the Informal Economy in the Developing Countries », *DIALOGUE*, 31, Octobre: www.dial.prd.fr/dial_publications/PDF/Dialogue/dialogue31gb.pdf
- Nordman C.J., Robilliard A.-S., Roubaud F. (2011)**, « Gender and Ethnic Earnings Gaps in Seven West African Cities », *Labour Economics*, 18(S1), p. S132-S145.
- Psacharopoulos G., Patrinos H.A. (2004)**, « Returns to Investment in Education: A Further Update », *Education Economics*, 12(2), p. 111-134.
- Ray D. (1998)**, *Development Economics*, New Jersey : Princeton University Press.
- Razafindrakoto M., Roubaud F., Torelli C. (2009)**, « La mesure de l'emploi et du secteur informels : leçons des enquêtes 1-2-3 en Afrique », *STATECO*, 104, p. 11-34.
- Sahn D.E., Alderman H. (1988)**, « The Effects of Human Capital on Wages and the Determinants of Labor Supply in a Developing Country », *Journal of Development Economics*, 29, p. 157-183.
- Schultz T.P. (2002)**, « Why Governments Should Invest More to Educate Girls », *World Development*, 30(2), p. 207-225.
- Schultz T.P. (2004)**, « Evidence of Returns to Schooling in Africa from Household Surveys: Monitoring and Restructuring the Market for Education », *Journal of African Economies*, 13, AERC Supplement, p. ii95-ii148.
- SiphambheH.K., Thokweng-Bakwena M. (2001)**, « The Wage Gap between Men and Women in Botswana's Formal Labour Market », *Journal of African Economies*, 10(2), p. 127-142.
- Söderbom M., Teal F., Wambugu A., Kahyarara G. (2006)**, « Dynamics of returns to Education in Kenyan and Tanzanian Manufacturing », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(3), p. 261-288.
- UEMOA (2004a)**, « L'Emploi, le Chômage et les Conditions d'activité dans les Principales Agglomérations de Sept États Membres de l'UEMOA. Principaux Résultats de l'Enquête 1-2-3 de 2001-2002 », Ouagadougou, décembre.
- UEMOA (2004b)**, « Le Secteur Informel dans les Principales Agglomérations de sept États Membres de l'UEMOA : Performances, Insertion, Perspectives. Principaux Résultats de l'Enquête 1-2-3 de 2001-2002 », Ouagadougou, décembre.
- Unesco/Breda (2007)**, « Education for All in Africa 2007: Top Priorities for Integrated Sector-Wide Policies », Dakar+7, ISBN 978-92-9091-095-4, Pôle de Dakar.
- Vijverberg W.P. (1993)**, « Educational Investments and Returns for Women and Men in Côte d'Ivoire », *Journal of Human Resources*, 28(4), p. 933-974.
- Vijverberg W.P. (1995)**, « Returns to Schooling in Non-Farm Self-Employment: An Econometric Case Study of Ghana », *World Development*, 23(7), p. 1215-1227.
- Wooldridge J.M. (2002)**, « Unobserved Heterogeneity and Estimation of Average Partial Effects », Michigan State University, Working Paper.