

Éducation et marchés du travail

Mathias KUÉPIÉ

Christophe J. NORDMAN

François ROUBAUD

Introduction

En Afrique subsaharienne, l'éducation est souvent considérée comme le principal instrument de la lutte contre la pauvreté, pouvant 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 efficience 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. Ainsi, on assiste à une explosion du nombre de jeunes très qualifiés qui ne parviennent pas à trouver dans le secteur formel un emploi correspondant à leurs qualifications. 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. Depuis des années, on sait que les avantages qui existent sur le marché du travail formel (et tout particulièrement dans le secteur public qui prédomine) sont si élevés qu'il pourrait être rationnel, pour les individus, d'intégrer 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 le rendement externe de l'investissement consacré à l'école dans les pays de cette région.

Le rendement externe des systèmes éducatifs est traditionnellement examiné d'après l'impact de l'éducation reçue sur des parcours de vie individuels à la fin du cursus scolaire ou de formation¹. Il existe deux types d'impact : un impact économique au sens le plus étroit et un impact social plus large, qui peuvent être l'un et l'autre interprétés sous l'angle individuel ou collectif. La présente étude s'intéresse uniquement à la dimension économique et privée (individuelle) de l'efficacité de l'éducation.

L'analyse des rendements privés conférés par l'éducation se fonde sur la théorie standard du capital humain, selon laquelle les rémunérations des individus diffèrent selon leur niveau de dotation en capital humain. 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, car il justifie l'existence d'écart de revenu entre individus sur le marché du travail. Sous l'angle des politiques publiques, si les rendements de l'éducation sont élevés pour les individus issus de milieu pauvre, favoriser l'égalité des chances dans l'accès à l'école serait donc judicieux pour lutter contre la pauvreté. 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 à la 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, de nombreuses 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 travail².

Compte tenu de ces spécificités africaines, nous cherchons ici à analyser les effets de l'éducation sur la rémunération du travail dans sept grandes villes

1. À titre de comparaison, les analyses de l'efficacité *interne* des systèmes éducatifs ont trait aux processus et au fonctionnement des établissements d'enseignement : « d'une manière générale, elles mettent en regard les activités/méthodes organisationnelles des établissements et les résultats des élèves qui n'ont pas encore quitté le système, afin de déterminer quelles situations présentent le meilleur rapport coût-efficacité. » (MINGAT et SUCHAUT, 2000 : 170).

2. Voir KUEPIÉ *et al.* (2009) pour des précisions sur ce point. D'une manière générale, on y trouvera des analyses supplémentaires et/ou plus complètes de certains des constats présentés ici. Nous ajoutons à notre étude précédente une analyse explicite de l'effet de l'éducation sur la participation au marché du travail.

d’Afrique de l’Ouest au sein de l’UEMOA. En prenant la première phase des *enquêtes 1-2-3* menées dans ces sept capitales, 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 appliquons exactement la même méthode pour chaque ville. Nous estimons en particulier les déterminants de la répartition du travail entre les secteurs (public/formel privé/informel) et les déterminants du revenu du travail, et avant toute l’influence de l’éducation. Nos données nous permettent de comparer les rendements de la formation professionnelle à ceux de l’enseignement général, à différents niveaux de scolarité. Ce thème est l’un des aspects centraux de la littérature portant sur l’enseignement général et l’enseignement professionnel, qui cherche à savoir lequel des deux présente les rendements les plus élevés. 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.

Les résultats que nous obtenons montrent que, bien que l’éducation ne soit pas toujours un rempart contre le chômage, elle accroît effectivement le revenu individuel et permet aux plus instruits de s’insérer sur le créneau le plus rentable : le secteur formel (privé et public). En ce qui concerne la distribution des rémunérations individuelles, nous constatons que la prise en compte d’une variable d’éducation endogène se traduit, le plus souvent, par de meilleurs rendements de la scolarité, particulièrement dans le secteur informel. Dans la plupart des villes d’Afrique de l’Ouest qui composent notre échantillon, c’est avant tout le secteur public qui valorise l’éducation. Viennent ensuite le secteur privé formel, puis le secteur informel. Nous mettons aussi en évidence la convexité des rendements de l’éducation dans toutes les villes et dans tous les secteurs, y compris dans le secteur informel. Plus généralement, nous montrons que l’éducation, même à des niveaux élevés, a des effets importants sur la rémunération des individus dans le secteur informel des grandes villes de l’UEMOA.

La section 1 présente notre méthodologie et les modèles économétriques, la section 2 analyse les résultats issus des estimations, et la dernière section livre nos conclusions³.

Méthodes économétriques

Notre approche méthodologique consiste à estimer différents modèles afin d’évaluer l’incidence de l’éducation dans ses différents aspects (nombre d’années

3. Pour une présentation des données et des statistiques descriptives, nous invitons le lecteur à se référer au premier chapitre de ce livre.

de scolarité, type d'école fréquentée, généraliste ou professionnelle, et diplômes obtenus) sur la rémunération du travail. Nous estimons les revenus d'après le modèle de gains de Mincer, en tenant compte des effets de la sélection de l'échantillon sur la participation des individus et sur le choix du secteur. En outre, nos données nous permettent de résoudre la question d'une éventuelle endogénéité de la variable d'éducation dans la fonction de revenu, au moyen de plusieurs autres techniques qui exploitent des informations sur le contexte familial.

Modélisation du choix sectoriel et équation de revenu avec correction du biais de sélection

Soient :

- S_j les différentes positions sur le marché du travail ($j = 0$ à 3) : S_0 = sans emploi, S_1 = secteur public, S_2 = secteur privé formel, S_3 = secteur 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 position S_j .
- Y_j la rémunération obtenue en travaillant dans le secteur j , avec $j = 1$ (secteur public), 2 (secteur formel) ou 3 (secteur informel).

Posons :

$$S_{ij}^* = \beta_j' X_i + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

et

$$Y_{ij} = \zeta_j' Z_i + \eta_{ij} \quad (2)$$

X_i et Z_i sont les vecteurs des caractéristiques observables de l'individu (y compris l'éducation), β_j et ζ_j les vecteurs de paramètres à estimer et ε_{ij} et η_{ij} sont les termes d'erreurs. 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 j ne sont pas indépendants. Dans ce cas, l'estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO) est potentiellement biaisé.

Dans la régression (1), nous utilisons des modèles logit multinomiaux afin, d'une part, d'estimer les déterminants du choix sectoriel et, d'autre part, 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 (méthode de Lee⁴) est ensuite introduite dans l'équation de revenu pour chaque secteur j et donne des estimateurs cohérents de β_j .

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 probléma-

4. Nous avons fait ce choix après des essais avec d'autres méthodes alternatives. Par ailleurs, dans les équations de sélections, nous utilisons, comme variables d'identification, le lien de parenté avec le chef du ménage et/ou le ratio de dépendance au sein du ménage. Nous discutons de ces stratégies de contrôle de la sélectivité dans la version longue de ce chapitre (voir le site qui accompagne cet ouvrage : <http://www.dial.ird.fr/publications>).

tique. 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 la méthode des variables instrumentales, ce qui suppose de trouver des variables non corrélées avec l'hétérogénéité inobservée des individus mais avec leur éducation. L'instrumentation repose souvent sur des caractéristiques démographiques des ménages et des individus dont on suppose qu'elles ne sont pas corrélées au terme d'erreur de l'équation de revenu. Ces instruments, généralement utilisés dans les études sur les pays en développement, sont censés saisir diverses influences génétiques et environnementales (SAHN et ALDERMAN, 1988)⁵.

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, 2005 ; SÖDERBOM *et al.*, 2006). La méthode faisant appel à la FC est adaptée lorsque le profil revenu/éducation est une fonction non linéaire des paramètres estimés. Comme le montreront 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 KUEPIÉ *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 revenu. C'est une autre façon d'appliquer la procédure FC (KUEPIÉ *et al.*, 2009).

Ces techniques différentes sont intéressantes à mettre en œuvre, parce que les diverses hypothèses qui les sous-tendent peuvent révéler des traits communs 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 solidité.

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

Examinons maintenant les effets de l'éducation sur les écarts de revenu entre les individus. Nous procédons comme suit. En premier lieu, nous présentons

5. 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 collège en quatre ans.

les résultats issus des fonctions de gains par secteur et agrégées et examinons les résultats obtenus à partir de diverses méthodologies économétriques à notre disposition, en particulier les fonctions de gains corrigées de la sélectivité et de l'endogenéité de la variable d'éducation. En deuxième lieu, nous nous concentrons sur les comparaisons entre les pays, en nous servant d'un ensemble d'estimations jugées les plus fiables pour chaque ville et secteur. Enfin, en troisième lieu, nous proposons une vue d'ensemble des rendements marginaux des différentes qualifications.

Éducation, chômage et insertion dans le marché du travail

L'objectif ici est de mesurer l'efficacité de l'éducation en termes de sortie du chômage et d'intégration dans les différents segments du marché du travail (formel/informel).

Chômage et niveau d'éducation

Les résultats présentés ici proviennent d'un logit de la probabilité d'être au chômage⁶ 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. Il en découle que, 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 primaire, ce qui témoigne probablement d'aspirations moins ambitieuses des premiers en termes d'emploi. Lomé affiche une forte relation positive entre chômage et éducation. Cotonou et Abidjan suivent la même tendance. Dans les autres villes, cette relation prend la forme en cloche due à une baisse du chômage aux niveaux élevés d'éducation. 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 urbain en Afrique. Cette dégradation est due en partie à l'échec ou à l'absence de politiques d'urbanisation, qui, lorsqu'elles existent, ne parviennent pas, pour de multiples raisons, à donner l'impulsion pour la création d'emplois qualifiés. C'est également une conséquence des politiques d'ajustement structurel, dont le credo était, entre autres choses, de réduire les effectifs de la fonction publique. Cette explication est d'autant plus plausible que pour les personnes de 45 à 59 ans, qui ont donc intégré le marché du travail avant le boom de l'urbanisation et avant que les plans d'ajustement structurel soient pleinement entrés en vigueur, l'enseignement supérieur est synonyme de moindre risque de chômage dans tous les pays.

Même si le fait d'être au chômage est un indicateur d'exclusion du marché du travail, l'emploi ne constitue pas un rempart systématique contre la précarité (voir chapitres 1, 2, 4).

6. Les chiffres sont légèrement différents de ceux présentés dans le chapitre 1 du fait que les niveaux d'éducation retenus ne sont pas exactement les mêmes.

Tableau I
Impact de l'éducation sur l'allocation des secteurs (modèles de logit multinomial)
Catégorie de référence : secteur informel

Variables explicatives	Cotonou		Ouagadougou		Abidjan		Bamako		Niamey		Dakar		Lomé	
	Public	Privé formel												
0-6 années de scolarité (primaire)	0,305*** (4,98)	0,183*** (4,36)	0,320*** (8,80)	0,215*** (6,24)	0,266*** (3,36)	0,165*** (6,04)	0,259*** (5,65)	0,102*** (3,21)	0,267*** (7,31)	0,195*** (5,84)	0,328*** (8,32)	0,190*** (8,79)	0,265*** (4,44)	0,204*** (3,83)
7-9 années de scolarité (collège)	0,417*** (6,72)	0,282*** (5,59)	0,573*** (11,14)	0,374*** (6,87)	0,558*** (6,74)	0,243*** (5,63)	0,489*** (6,36)	0,195*** (2,92)	0,518*** (8,54)	0,242*** (4,07)	0,409*** (8,46)	0,250*** (7,01)	0,333*** (5,64)	0,220*** (4,16)
10-13 années de scolarité (lycée)	0,335*** (3,98)	0,327*** (4,35)	0,383*** (4,62)	0,265*** (2,76)	0,449*** (4,51)	0,183*** (2,38)	0,593*** (6,54)	0,445*** (4,84)	0,343*** (4,05)	0,331*** (3,57)	0,365*** (5,09)	0,235*** (3,72)	0,525*** (6,46)	0,382*** (4,89)
+ 13 années de scolarité (supérieur)	0,420*** (7,03)	0,305*** (5,34)	0,159*** (2,33)	0,096 (1,22)	0,402*** (4,70)	0,326*** (4,18)	0,179*** (2,28)	0,076 (0,91)	0,158*** (2,39)	0,121* (1,72)	0,319*** (4,67)	0,280*** (4,30)	0,132*** (2,10)	0,070 (1,08)
Expérience potentielle	0,125*** (5,45)	0,040*** (2,20)	0,155*** (7,75)	0,139*** (6,36)	0,210*** (6,14)	0,096*** (5,73)	0,208*** (8,84)	0,088*** (4,48)	0,100*** (5,24)	0,056*** (2,83)	0,169*** (8,14)	0,077*** (6,11)	0,148*** (5,67)	0,068*** (3,16)
(Expérience potentielle) ² /100	-0,129*** (-3,36)	-0,038 (-1,27)	-0,169*** (-5,23)	-0,179*** (-5,04)	-0,297*** (-4,35)	-0,129*** (-4,37)	-0,244*** (-6,61)	-0,132*** (-4,34)	-0,109*** (-3,88)	-0,092*** (-3,02)	-0,197*** (-5,64)	-0,081*** (-4,24)	-0,157*** (-3,51)	-0,069* (-1,85)
Femme	-0,508*** (-2,74)	-0,550*** (-3,71)	-0,405*** (-1,97)	-0,541*** (-2,55)	-0,701*** (-2,86)	-1,058*** (-8,11)	-0,536* (-1,94)	-1,319*** (-5,38)	-0,299 (-1,37)	-0,633*** (-3,20)	-0,395*** (-2,50)	-0,768*** (-7,22)	-0,743*** (-3,57)	-1,010*** (-5,12)
Pseudo R ²	0,268		0,289		0,285		0,287		0,259		0,231		0,227	
Observations	4 397		4 192		4 259		4 015		3 575		5 291		3 911	

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I : UEMOA, 2001-2002, INS, Afristat, Dial ; nos propres calculs.

Note : les variables explicatives supplémentaires utilisées dans les modèles sont le statut migratoire (variables muettes pour les migrants ruraux, urbains et étrangers), la situation de famille (variables muettes pour les célibataires, les individus mariés monogames, les individus mariés polygames, les veufs/veuves, les unions libres et les divorcé(e)s) et des variables muettes pour la religion (musulman, chrétien). Le t de Student est donné entre parenthèses. *, ** et *** indiquent respectivement que le coefficient est significatif au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.

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

Pour analyser « l'équilibre qualitatif » sur le marché du travail, nous estimons un modèle de logit multinomial afin de mesurer l'influence nette de l'éducation sur la répartition entre les secteurs (tableau 1). Les résultats montrent qu'indépendamment de la ville et du niveau d'études considérés, une année de scolarité supplémentaire a toujours tendance à produire son impact le plus fort pour l'intégration dans le secteur public, puis dans le secteur privé formel, comparativement à la participation au secteur informel, qui constitue la catégorie de référence. Outre ce tableau général, nous observons que dans trois villes (Ouagadougou, Bamako, Lomé) sur sept, les années d'études supérieures (soit plus de 13 ans de scolarité) supplémentaires n'exercent aucune influence sur la probabilité d'intégrer le secteur privé formel plutôt que le secteur informel. Ce résultat peut refléter l'incapacité des entreprises du secteur privé formel des pays en question 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 suivies compte aussi beaucoup⁷. Par exemple, seuls 37 % des individus qui ont bénéficié d'une formation professionnelle⁸ travaillent dans le secteur informel, contre près de 50 % de ceux qui ont atteint un niveau équivalent dans l'enseignement secondaire général (ayant terminé au moins le collège, mais sans être entrés au lycée). Lorsque l'on considère les villes au cas par cas, on observe qu'à Niamey, Dakar, Bamako, Cotonou et Lomé la formation professionnelle constitue un instrument d'intégration dans le secteur formel plus efficace que l'enseignement général. En effet, environ 82 % des travailleurs ayant un emploi dans la capitale nigérienne et ayant suivi une formation professionnelle relèvent du secteur formel. Ils sont 71 % dans ce cas à Dakar et à Bamako, 58 % à Cotonou et 50 % à Lomé. À titre de comparaison, la proportion des personnes ayant achevé le cycle d'études générales au collège et occupant un emploi dans le secteur formel s'établit à 68 % à Niamey, 55 % à Dakar, 41 % à Bamako, 44 % à Cotonou et 30 % à Lomé. Néanmoins, à Abidjan et à Ouagadougou, la formation professionnelle ne procure aucune chance supplémentaire d'entrer dans le secteur formel par rapport à l'enseignement général.

Spécifications des fonctions de gains

Les régressions des rémunérations se fondent sur les sept échantillons de villes de l'UEMOA. 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, de l'expérience potentielle, du sexe et de variables

7. Les résultats de ces modèles ne sont pas reportés dans cet ouvrage pour ne pas alourdir le texte, mais peuvent être obtenus directement auprès des auteurs.

8. Les modèles estimés utilisent les mêmes variables de contrôle que celles retenues pour les modèles de l'insertion sectorielle (tableau 1).

muettes du secteur d'emploi de l'individu dans ces régressions sectorielles empilées (en référence au secteur informel)⁹.

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 pente 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 ($k : 1 \dots 4$) :

$$s_1(e) = \begin{cases} e & e \leq 6 \\ 6 & e > 6, \end{cases} \quad s_2(e) = \begin{cases} 0 & e \leq 6 \\ e - 6 & 6 < e \leq 10 \\ 4 & e > 10, \end{cases}$$

$$s_3(e) = \begin{cases} 0 & e \leq 10 \\ e - 10 & 10 < e \leq 13 \\ 3 & e > 13, \end{cases} \quad s_4(e) = \begin{cases} 0 & e \leq 13 \\ e - 13 & e > 13. \end{cases}$$

Le tableau 2 présente les estimations des fonctions de gains sur les différents secteurs, réalisées à l'aide de la méthode d'Heckman en deux étapes. La variable d'éducation endogène est prise en compte à l'aide de la méthode de la fonction de contrôle. Le recours à un modèle unique englobant tous les travailleurs rémunérés permet simplement d'observer l'effet moyen de l'éducation sur la rémunération qui résulte des effets spécifiques constatés dans chaque secteur d'emploi. Dans le cas où ces effets spécifiques diffèrent peu 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 potentiel de sélection endogène des secteurs (à l'aide de la méthode de Lee), sont présentées dans les tableaux 3, 4 et 5¹⁰. Dans un souci de lisibilité, étant donné le nombre de pays étudiés et l'ensemble des autres techniques d'estimation préconisées précédemment, nous présentons également au tableau 6 une synthèse des rendements marginaux moyens de l'éducation obtenus à l'aide des différentes méthodes possibles¹¹. Avant de commenter les rendements du capital humain, analysons tout d'abord les résultats obtenus avec les différentes stratégies d'estimation.

9. Voir détails au bas du tableau 3.

10. Nous retirons la variable de l'ancienneté de l'ensemble des covariables dans les estimations sectorielles, car l'ancienneté dans l'emploi actuel est moins pertinente dans le secteur informel.

11. 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 :

$$R = \sum_{k=1}^4 \alpha_k I(\text{educ} \in C_k) \quad \text{où } \alpha_k \text{ correspond aux coefficients estimés des variables d'éducation } k \text{ correspondant aux 4 cycles, } I(\cdot) \text{ à la fonction de l'indicateur, } \overline{\text{educ}} \text{ au nombre d'années moyen de scolarité et } C_k \text{ aux niveaux d'études.}$$

Tableau 2
Fonctions de revenu avec éducation endogène et correction de la sélectivité (tous secteurs)
Variable dépendante : logarithme des rémunérations horaires

Variables explicatives	Cotonou (1)	Ouagadougou (2)	Abidjan (3)	Bamako (4)	Niamey (5)	Dakar (6)	Lomé (7)
Éducation							
0-6 ans (primaire)	0,080*** (9,24)	0,103*** (9,66)	0,037*** (3,44)	0,058*** (5,34)	0,052*** (4,23)	0,092*** (9,00)	0,064*** (4,82)
7-9 ans (collège)	0,077*** (5,42)	0,182*** (11,55)	0,112*** (6,92)	0,104*** (4,78)	0,158*** (7,44)	0,106*** (6,92)	0,102*** (5,80)
10-13 ans (lycée)	0,174*** (7,98)	0,201*** (8,76)	0,187*** (7,62)	0,171*** (6,13)	0,182*** (6,21)	0,134*** (5,85)	0,215*** (8,41)
+13 ans (enseignement supérieur)	0,141*** (8,46)	0,157*** (8,42)	0,166*** (7,99)	0,138*** (6,44)	0,103*** (6,23)	0,166*** (8,80)	0,154*** (4,90)
Expérience potentielle	0,011* (1,78)	0,044*** (7,73)	0,014** (2,31)	0,029*** (5,10)	0,028*** (4,47)	0,033*** (5,65)	0,025*** (3,80)
(Expérience potentielle) ² /100	-0,008 (0,81)	-0,052*** (6,34)	-0,002 (0,22)	-0,036*** (4,33)	-0,030*** (3,44)	-0,040*** (4,59)	-0,030*** (2,79)
Ancienneté dans l'emploi actuel	0,024*** (4,87)	0,030*** (5,82)	0,027*** (4,76)	0,025*** (5,03)	0,030*** (5,60)	0,028*** (5,65)	0,032*** (5,76)
(Ancienneté dans l'emploi actuel) ² /100	-0,040** (2,43)	-0,040** (2,49)	-0,058*** (2,94)	-0,033** (2,23)	-0,047*** (2,88)	-0,041*** (2,96)	-0,053*** (2,83)
Femme	-0,330*** (8,92)	-0,210*** (5,20)	-0,325*** (7,48)	-0,190*** (3,49)	-0,249*** (4,81)	-0,264*** (6,69)	-0,229*** (4,42)
Secteur public	0,383*** (9,13)	0,640*** (15,83)	0,675*** (14,24)	0,281*** (5,75)	0,420*** (9,41)	0,469*** (11,14)	0,610*** (10,99)
Secteur privé formel	0,229*** (5,64)	0,591*** (13,16)	0,476*** (15,03)	0,229*** (4,59)	0,397*** (8,49)	0,407*** (11,83)	0,418*** (7,39)

Tableau 2 (suite)

Variables explicatives	Cotonou (1)	Ouagadougou (2)	Abidjan (3)	Bamako (4)	Niamey (5)	Dakar (6)	Lomé (7)
Corrections							
Variable de contrôle (résidus de la régression de l'éducation)	-0,028*** (3,81)	-0,038*** (4,79)	-0,007 (0,74)	-0,030*** (3,70)	-0,015 (1,60)	-0,037*** (4,02)	-0,023* (1,90)
Inverse du ratio de Mills	-0,092 (1,49)	0,055 (1,03)	-0,240*** (3,86)	0,058 (1,06)	0,035 (0,58)	0,004 (0,07)	-0,026 (0,36)
Constante	-2,296*** (21,30)	-3,214*** (28,63)	-2,023*** (19,41)	-2,480*** (23,18)	-2,759*** (20,51)	-2,506*** (20,02)	-2,967*** (24,76)
Observations	4 184	3 665	4 011	3 821	3 069	4 364	3 496
Pseudo R ²	0,41	0,55	0,51	0,38	0,46	0,42	0,38

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

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 (musulman, chrétien). 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 une variable indicatrice, à savoir le ratio de dépendance. Le t de Student est donné entre parenthèses. Les erreurs types sont estimées par la méthode du bootstrap avec 500 répliquions. *, ** et *** indiquent que le coefficient est significatif respectivement au niveau de 10 %, 5 % et 1 %. La catégorie de référence est celles des hommes travaillant dans le secteur informel.

Tableau 3
Fonctions de revenu avec éducation endogène et correction de la sélectivité dans le secteur public
Variable dépendante : logarithme des rémunérations horaires

Variables explicatives	Cotonou (1)	Ouagadougou (2)	Abidjan (3)	Bamako (4)	Niamey (5)	Dakar (6)	Lomé (7)
Éducation							
0-6 ans (primaire)	0,063 (1,44)	0,095*** (3,08)	0,090** (1,97)	0,085** (2,32)	0,031 (1,10)	0,069* (1,72)	-0,016 (0,21)
7-9 ans (collège)	0,125** (2,28)	0,139*** (3,51)	-0,048 (0,81)	0,131*** (2,58)	0,127*** (3,42)	0,034 (0,74)	-0,024 (0,35)
10-13 ans (lycée)	0,182*** (3,56)	0,141*** (3,86)	0,138** (2,43)	0,157*** (3,50)	0,148*** (3,91)	0,112** (2,41)	0,094 (1,21)
+13 ans (enseignement supérieur)	0,141*** (3,76)	0,124*** (5,75)	0,099*** (2,80)	0,135*** (5,33)	0,094*** (4,37)	0,127*** (3,89)	0,075* (1,82)
Expérience potentielle	0,041 (1,33)	0,058*** (3,50)	-0,012 (0,45)	0,069*** (3,59)	0,058*** (5,36)	0,015 (0,59)	-0,022 (0,62)
(Expérience potentielle) ² /100	-0,017 (0,31)	-0,063** (2,25)	0,064 (1,25)	-0,091*** (2,76)	-0,078*** (4,39)	0,007 (0,18)	0,062 (1,04)
Femme	-0,003 (0,03)	-0,058 (0,97)	-0,017 (0,20)	-0,072 (1,07)	-0,081 (1,37)	-0,105 (1,19)	0,281* (1,88)
Corrections							
Variable de contrôle (résidus de la régression de l'éducation)	-0,008 (0,51)	-0,007 (0,59)	-0,006 (0,26)	-0,015 (1,04)	0,011 (0,86)	-0,015 (0,97)	0,033 (1,13)
Inverse du ratio de Mills	-0,100 (0,29)	0,003 (0,01)	0,493** (2,42)	-0,184 (1,03)	0,016 (0,12)	0,249 (0,92)	0,711* (1,88)
Constante	-2,679** (2,00)	-2,716*** (3,95)	-0,176 (0,21)	-3,235*** (4,77)	-2,427*** (5,79)	-1,089 (1,09)	0,253 (0,18)
Observations	411	595	306	459	597	483	313
Pseudo R ²	0,46	0,53	0,44	0,38	0,47	0,38	0,45

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : les variables explicatives supplémentaires utilisées dans les modèles sont le statut migratoire, la situation de famille et la religion. Le ratio de Lee est tiré d'un modèle de logit multinomial des choix de secteur (avec, pour catégorie de référence, la participation au travail non rémunéré) comportant l'âge et son carré, le sexe, le nombre d'années de scolarité, le statut migratoire, la situation de famille, la religion et des variables identifiantes, à savoir des variables muettes indiquant quelle est la place de l'individu par rapport au chef de ménage et le ratio de dépendance. Le t de Student est donné entre parenthèses. Les erreurs types sont estimées par la méthode du bootstrap avec 500 répliquions. *, ** et *** indiquent que le coefficient est significatif respectivement au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.

Tableau 4
Fonctions de revenu avec éducation endogène et correction de la sélectivité dans le secteur privé formel
Variable dépendante : logarithme des rémunérations horaires

Variables explicatives	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Éducation							
0-6 ans (primaire)	0,057 (1,57)	0,127*** (3,86)	0,040* (1,72)	0,101*** (2,88)	0,094*** (2,61)	0,084*** (3,58)	0,070 (1,17)
7-9 ans (collège)	0,139*** (3,93)	0,114*** (2,66)	0,116*** (4,32)	0,184*** (3,38)	0,182*** (3,51)	0,089*** (3,39)	0,050 (0,91)
10-13 ans (lycée)	0,124** (2,54)	0,247*** (4,79)	0,218*** (5,84)	0,113 (1,45)	0,171** (2,52)	0,141*** (4,18)	0,260*** (3,55)
+13 ans (enseignement supérieur)	0,175*** (6,06)	0,205*** (3,66)	0,214*** (6,83)	0,261*** (5,44)	0,115** (2,41)	0,169*** (5,94)	0,184*** (3,17)
Expérience potentielle	0,019 (1,51)	0,042** (1,97)	0,040*** (3,26)	0,020 (0,98)	0,053*** (3,05)	0,032** (2,39)	0,041* (1,76)
(Expérience potentielle) ² /100	0,011 (0,50)	-0,036 (1,06)	-0,027 (1,26)	0,012 (0,34)	-0,045 (1,48)	-0,022 (1,04)	-0,026 (0,62)
Femme	-0,039 (0,057)	-0,016 (0,127***)	-0,083 (0,040*)	0,036 (0,101***)	-0,422** (0,094***)	-0,058 (0,084***)	0,031 (0,070)
Corrections							
Variable de contrôle (résidus de la régression de l'éducation)	-0,021 (1,31)	-0,042** (2,07)	-0,008 (0,53)	-0,068*** (2,98)	0,009 (0,39)	-0,029* (1,88)	0,015 (0,39)
Inverse du ratio de Mills	-0,093 (0,56)	0,050 (0,21)	0,070 (0,62)	0,345 (1,18)	-0,328 (1,38)	0,203 (1,04)	-0,122 (0,44)
Constante	-2,362*** (4,64)	-2,708*** (3,30)	-1,930*** (5,77)	-2,081*** (3,02)	-3,491*** (5,48)	-1,778*** (3,39)	-3,186*** (3,75)
Observations	529	346	854	455	414	957	307
Pseudo R ²	0,36	0,48	0,46	0,32	0,46	0,32	0,35

Sources : enquêtes I-2-3, phases I (voir tableau I) ; nos propres calculs.

Note : les variables explicatives supplémentaires utilisées dans les modèles sont le statut migratoire, la situation de famille et la religion. Le ratio de Lee est tiré d'un modèle de logit multinomial des choix de secteur (avec, pour catégorie de référence, la participation au travail non rémunéré) comportant l'âge et son carré, le sexe, le nombre d'années de scolarité, le statut migratoire, la situation de famille, la religion et des variables identifiantes, à savoir des variables muettes indiquant quelle est la place de l'individu par rapport au chef de ménage et le ratio de dépendance. Le t de Student est donné entre parenthèses. Les erreurs types sont estimées par la méthode du bootstrap avec 500 répliques. *, ** et *** indiquent que le coefficient est significatif respectivement au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.

Tableau 5
Fonctions de revenu avec éducation endogène et correction de la sélectivité dans le secteur informel
Variable dépendante : logarithme des rémunérations horaires

Variables explicatives	Cotonou (1)	Ouagadougou (2)	Abidjan (3)	Bamako (4)	Niamey (5)	Dakar (6)	Lomé (7)
Éducation							
0-6 ans (primaire)	0,081*** (7,66)	0,093*** (6,26)	0,029* (1,88)	0,050*** (3,92)	0,059*** (3,36)	0,090*** (7,26)	0,060*** (3,96)
7-9 ans (collège)	0,073*** (4,54)	0,167*** (6,67)	0,122*** (4,64)	0,067** (2,55)	0,138*** (4,07)	0,093*** (3,99)	0,110*** (5,49)
10-13 ans (lycée)	0,205*** (5,43)	0,231*** (4,63)	0,122*** (2,74)	0,184*** (3,75)	0,208*** (3,44)	0,130*** (2,88)	0,196*** (5,13)
+13 ans (enseignement supérieur)	0,144*** (3,40)	0,194*** (3,54)	0,225*** (4,10)	0,036 (0,49)	0,141** (2,44)	0,151** (2,31)	0,144** (2,39)
Expérience potentielle	0,012* (1,93)	0,046*** (7,47)	0,022*** (3,00)	0,031*** (5,32)	0,023*** (3,15)	0,044*** (7,78)	0,030*** (4,80)
(Expérience potentielle) ² /100	-0,008 (0,89)	-0,048*** (5,69)	-0,011 (1,01)	-0,034*** (4,24)	-0,015 (1,49)	-0,051*** (6,43)	-0,031*** (3,24)
Femme	-0,442*** (10,09)	-0,310*** (5,49)	-0,491*** (8,57)	-0,254*** (4,34)	-0,269*** (4,27)	-0,320*** (7,82)	-0,331*** (5,86)
Corrections							
Variable de contrôle (résidus de la régression de l'éducation)	-0,031*** (3,43)	-0,032** (2,38)	0,006 (0,39)	-0,020* (1,74)	-0,029* (1,80)	-0,033*** (2,67)	-0,027** (2,01)
Inverse du ratio de Mills	0,125* (1,77)	-0,049 (0,72)	0,233*** (3,08)	-0,062 (1,06)	0,054 (0,78)	-0,018 (0,29)	0,047 (0,59)
Constante	-2,101*** (17,60)	-2,995*** (21,99)	-1,778*** (13,61)	-2,256*** (17,81)	-2,483*** (13,96)	-2,386*** (19,14)	-2,811*** (20,07)
Observations	3 250	2 771	2 859	2 929	2 233	3 423	2 930
Pseudo R ²	0,26	0,31	0,25	0,24	0,17	0,20	0,22

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : les variables explicatives supplémentaires utilisées dans les modèles sont le statut migratoire, la situation de famille, la place de l'individu par rapport au chef de ménage (variables muettes pour le chef de ménage, l'époux/l'épouse, le fils/la fille, le père/la mère, et les autres parents) et la religion. Le ratio de Lee est tiré d'un modèle de logit multinomial des choix de secteur (avec, pour catégorie de référence, la participation au travail non rémunéré) comportant l'âge et son carré, le sexe, le nombre d'années de scolarité, le statut migratoire, la situation de famille, la situation par rapport au chef de ménage, la religion et une variable identifiatrice, à savoir le ratio de dépendance. Le t de Student est donné entre parenthèses. Les erreurs types sont estimées par la méthode du bootstrap avec 500 répliques. *, ** et *** indiquent que le coefficient est significatif respectivement au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.

Tableau 6
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 2 à 5)

Méthodes d'estimation	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé
Tous secteurs							
MCO	0,058***	0,069***	0,033***	0,033***	0,038***	0,059***	0,044***
Sélectivité corrigée (méthode de Lee)	0,059***	0,070***	0,031***	0,033***	0,039***	0,059***	0,045***
Sélectivité corrigée + caractéristiques du père	0,053***	0,065***	0,031***	0,029***	0,035***	0,056***	0,041***
Sélectivité corrigée + fonction de contrôle (FC)	0,080***	0,103***	0,037***	0,058***	0,052***	0,092***	0,064***
<i>Observations</i>	4 184	3 665	4 011	3 821	3 069	4 364	3 496
Secteur public							
MCO	0,163***	0,136***	0,206***	0,114***	0,142***	0,118***	0,245***
Sélectivité corrigée (méthode de Lee)	0,175***	0,136***	0,133**	0,145***	0,140***	0,094**	0,129*
Sélectivité corrigée + caractéristiques du père	0,178***	0,137***	0,144***	0,154***	0,139***	0,093**	0,120*
Sélectivité corrigée + fonction de contrôle (FC)	0,182***	0,141***	0,138**	0,157***	0,127***	0,112**	0,094
<i>Observations</i>	411	595	306	459	597	483	313
Secteur privé formel							
MCO	0,104**	0,075**	0,112***	0,143***	0,181***	0,077***	0,056
Sélectivité corrigée (méthode de Lee)	0,111**	0,065*	0,108***	0,138***	0,191***	0,065***	0,063
Sélectivité corrigée + caractéristiques du père	0,099**	0,069*	0,107***	0,115**	0,195***	0,063***	0,064
Sélectivité corrigée + fonction de contrôle (FC)	0,124***	0,114***	0,116***	0,184***	0,182***	0,089***	0,050
<i>Observations</i>	529	346	854	455	414	957	307
Secteur informel							
MCO	0,054***	0,067***	0,030***	0,035***	0,034***	0,062***	0,035***
Sélectivité corrigée (méthode de Lee)	0,057***	0,066***	0,033***	0,034***	0,035***	0,061***	0,037***
Sélectivité corrigée + caractéristiques du père	0,052***	0,061***	0,034***	0,030***	0,032***	0,059***	0,033***
Sélectivité corrigée + fonction de contrôle (FC)	0,081***	0,093***	0,029*	0,050***	0,059***	0,090***	0,060***
<i>Observations</i>	3 250	2 771	2 859	2 931	2 233	3 423	2 930

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : les fonctions de revenu incluent l'ensemble des caractéristiques présentées dans les tableaux 2 à 5. *, ** et *** indiquent respectivement que les coefficients de l'éducation sont significatifs au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.

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 2 indique que les termes de correction du biais de sélection résultant d'une équation probit de la participation à l'emploi rémunéré à la première étape ne sont en général pas significatifs, à l'exception d'Abidjan au niveau de 1 %. Pour la capitale économique ivoirienne, 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 caractéristiques non observées qui présentent une corrélation négative 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. Le même tableau ressort des estimations sectorielles, dont les résultats ne font que rarement état de termes de sélectivité significatifs (Abidjan et Lomé pour le secteur public, Cotonou et Abidjan pour le secteur informel ; voir tableaux 3 à 5).

Éducation exogène ou éducation endogène

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 toutes les villes, nous pouvons avec certitude rejeter l'hypothèse selon laquelle ces coefficients sont conjointement égaux à zéro¹². Les estimations des rendements de la scolarité d'après la méthode de la fonction de contrôle révèlent plusieurs schémas intéressants (tableaux 2 à 5 en annexe).

Avec 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.

Pour toutes les villes, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse de l'exogénéité de l'éducation dans le secteur public¹³. En revanche, les tests rejettent l'exogénéité dans le secteur informel pour toutes les villes sauf Abidjan. Dans le secteur privé formel, nous obtenons des résultats mitigés, l'exogénéité ayant été rejetée

12. Les tests de Sargan de suridentification des restrictions ne peuvent pas non plus rejeter l'hypothèse nulle au niveau de 10 % : les instruments sont valides dans 18 cas sur 21. Les trois cas où la validité n'est pas confirmée concernent les secteurs privés formel et informel de Bamako et le secteur public de Niamey, ce qui suggère plutôt de tenir compte des rendements non corrigés de l'éducation dans ces cas-là. Ces tests ne sont pas présentés pour des raisons de place mais sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

13. Par manque de place, nous ne présentons pas le tableau correspondant. Mais il est disponible dans la version complète de ce chapitre (voir le site qui accompagne cet ouvrage : <http://www.dial.ird.fr/publications>).

dans les cas de Ouagadougou, Bamako et Dakar¹⁴. Notons qu'Abidjan, où la variation inexplicquée de la scolarité n'affecte jamais la variation de la rémunération de façon significative, constitue un cas à part.

Dans ce chapitre, lorsque l'exogénéité de l'éducation est rejetée, nous accordons davantage de confiance aux estimations IV, du moins à celles qui utilisent la méthode de la fonction de contrôle. Les raisons de ce choix sont discutées dans la version longue de ce chapitre (voir le site associé à cet ouvrage : <http://www.dial.ird.fr/publications>).

Comparaison des secteurs entre les pays

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 public à l'emploi privé formel puis à l'emploi dans le secteur 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 public, où les salaires sont fondés sur une grille prédéterminée tenant explicitement compte de ces critères (éducation, expérience). D'un autre côté, dans le secteur informel, outre la probabilité d'erreurs de mesure plus importante, d'autres facteurs qui ne sont pas intégrés à notre équation, comme le niveau de capital physique, exercent aussi probablement un impact significatif sur la rémunération.

Afin de synthétiser les résultats pour l'éducation, la figure 1 représente des histogrammes des rendements marginaux de l'éducation par secteur et par ville à la moyenne du niveau d'instruction de l'échantillon. Dans six villes sur sept, les estimations montrent que le secteur public est celui qui accorde la plus grande importance à l'éducation, avec un rendement marginal compris entre 9,4 % (à Dakar) et 17,5 % (à Cotonou). Cette situation reflète, dans une large mesure, la grille des salaires des fonctionnaires, qui sont déterminés en fonction des diplômes et de l'ancienneté. Vient ensuite le secteur privé formel (sauf à Niamey, où il s'agit du secteur le plus rémunérateur) et enfin le secteur informel, à l'exception de Lomé, où ce secteur semble attacher plus d'importance aux avantages procurés par l'éducation que le secteur privé formel (6 % contre 5 %) et de Dakar, où les rendements marginaux sont à peu près homogènes entre les secteurs.

Convexité des rendements

Comme indiqué précédemment, les résultats montrent clairement que la rémunération entretient une relation non linéaire avec l'éducation, avec un profil

14. Rappelons que l'instrumentation pour le secteur privé à Bamako est toutefois apparue sujette à caution.

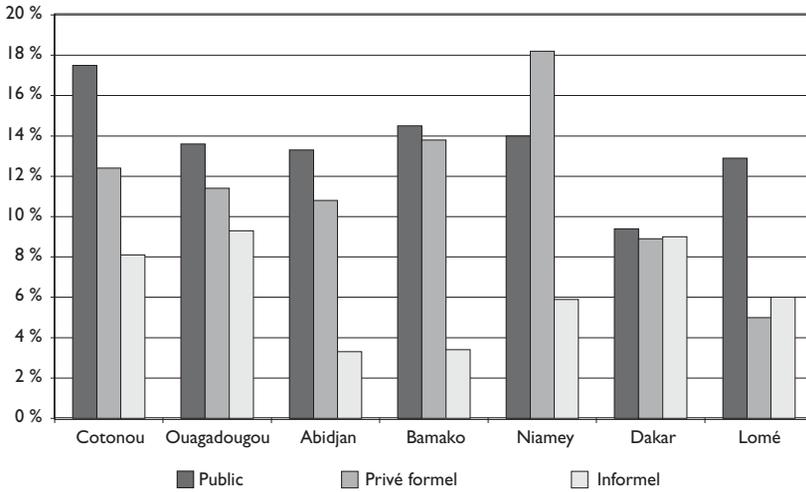


Figure 1
 Rendements marginaux de l'éducation par secteur d'activité
 (calculés à la moyenne de l'échantillon).

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : les estimations s'appuient sur les résultats rapportés aux tableaux 3 à 5. Les rendements correspondent à une variable d'éducation exogène pour le secteur public de toutes les villes et pour les secteurs privés d'Abidjan et de Bamako.

convexe. Pour toutes les régressions présentées dans les tableaux 2 à 5, nous pouvons rejeter le modèle linéaire au niveau de 10 % ou moins¹⁵. 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). Cette observation vaut pour les années de collège comparées au cycle d'enseignement primaire, surtout dans le secteur privé. Dans la figure 2, nous représentons les rémunérations prédites 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 fait un bond autour de la 11^e année, avec de légères différences selon la ville considérée. Cette progression de la rémunération intervient légèrement plus tôt pour les travailleurs du secteur informel (aux alentours de la 8^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 dans les secteurs formels (public et privé) lorsque les individus passent de l'enseignement secondaire à l'enseignement supérieur et, principalement, à l'achèvement de la scolarité au collège pour les travailleurs du secteur informel.

15. 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 significatifs de l'éducation au carré, tandis que la forme cubique paraît moins adaptée aux données dans la majorité des cas.

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 a déjà été observée 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), et par SÖDERBOM *et al.* (2006), qui se sont appuyés sur des échantillons de salariés d'entreprises manufacturières au Kenya et en Tanzanie. À notre connaissance, jusqu'ici, cette caractéristique des marchés africains du travail n'avait jamais été étudiée au niveau sectoriel à l'aide d'échantillons représentatifs de l'Afrique urbaine. Ce résultat est d'importance. 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 (BENNEL, 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 ceux 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 (6,6 % contre 7,2 % respectivement, en moyenne pour toutes les villes). De même, le rendement moyen d'une année de lycée est plus élevé dans le secteur informel (18,3 %) que dans les secteurs formels, public et privé (15,5 % en moyenne). Donc, comme le présupposait BENNEL (1996), ne pas tenir compte de la rémunération dans le secteur informel aboutirait bel et bien à surestimer les rendements du primaire, mais aussi peut-être à sous-estimer les rendements des niveaux d'éducation supérieurs¹⁶.

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 visant à promouvoir l'enseignement primaire en Afrique subsaharienne partaient en partie de ce principe (PSACHAROPOULOS et PATRINOS, 2004). Cependant, la littérature explique de plusieurs manières l'émergence de la convexité dans les rendements de l'éducation (BENNEL, 1996, 2002 ; SCHULTZ, 2004). On cite 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 temps, susceptible de peser sur les estimations de rendements (BEHRMAN *et al.*, 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.

16. Notons toutefois que ces moyennes sur tous les pays masquent des spécificités nationales.

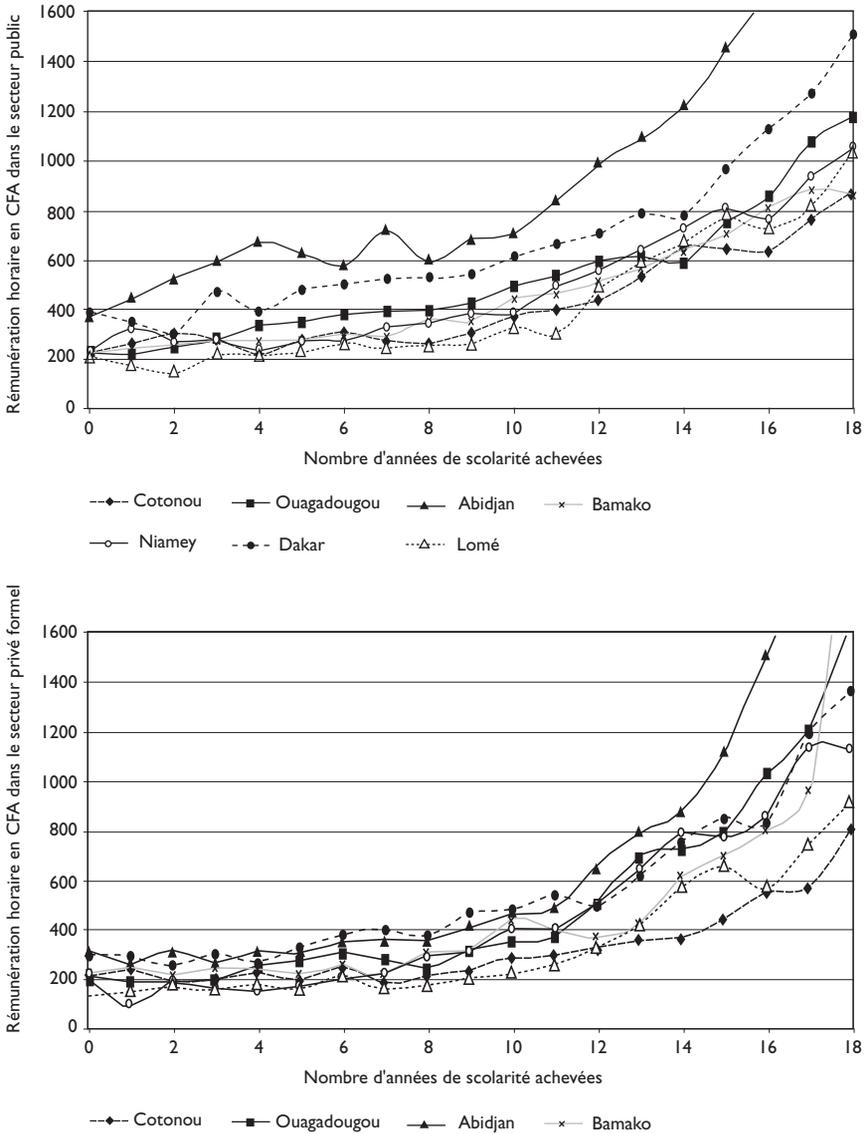


Figure 2

Niveaux de rémunérations prédites en fonction du nombre d'années d'études par secteur.

Rendements des qualifications

La convexité de la fonction de revenu incite à effectuer des analyses plus détaillées et à mesurer les rendements à différents niveaux de qualification, et non pas seulement pour un nombre d'années moyen. À cette fin, nous estimons les rendements marginaux de la possession d'un diplôme, c'est-à-dire en

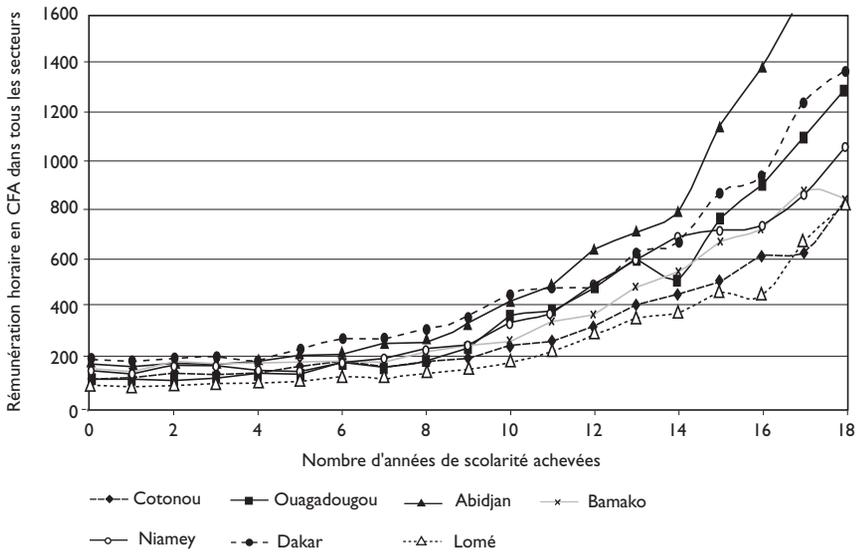
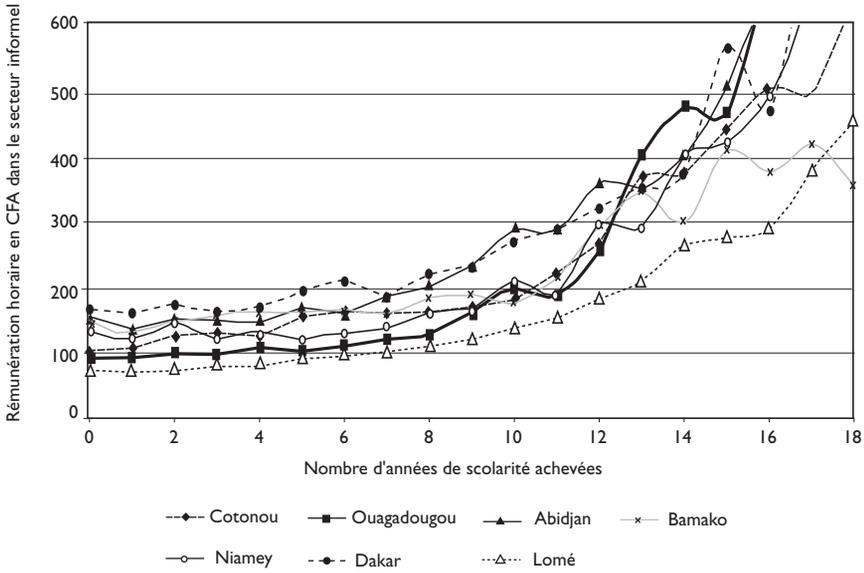


Figure 2 (suite)

considérant la qualité du parcours scolaire. Dans le secteur privé, nous tenons compte de l'endogénéité de l'éducation (sauf pour Abidjan et Bamako) à l'aide de l'approche par la fonction de contrôle.

Dans cette étude, les rendements marginaux des qualifications correspondent aux accroissements des gains qui découlent de l'acquisition des qualifications successives. KUEPIÉ *et al.* (2009) présentent les résultats de cet exercice sous la

forme d'histogrammes illustrant les rendements marginaux des différentes qualifications pour chaque secteur. Comme prévu, l'effet de chaque qualification sur la rémunération est globalement positif, avec un saut quantitatif important pour l'enseignement secondaire et l'enseignement supérieur, ainsi que le montraient déjà les variables continues de la scolarité. En fonction de la capitale considérée, un certain nombre de diplômés n'ont pas de rendements marginaux positifs intrinsèques. C'est le constat le plus frappant. Ce phénomène traduit soit l'inadéquation de la formation par rapport au marché du travail, soit le fait que certains diplômés ne ciblent pas ce marché mais sont uniquement destinés à donner accès à des niveaux d'enseignement supérieurs. Cette dernière hypothèse pourrait expliquer, dans le secteur public, la faible rentabilité marginale de quelques diplômés. Mais, dans le secteur privé formel, le surcroît de rémunération nul ou négatif associé à de nombreux diplômés indique, comme nous le soulignons dans notre introduction, que bien des dispositifs de formation ne correspondent pas aux besoins du marché du travail dans ce secteur.

Aucune des capitales n'échappe à ce manque de relation dans le secteur privé formel entre le niveau de formation révélé par le diplôme et la rémunération obtenue. Dans le secteur informel, il semble que les gains marginaux soient plus conformes au niveau de formation acquis (mais moins que dans le secteur public). Ce résultat va à l'encontre de l'idée selon laquelle le secteur informel ne valorise pas le capital éducatif. En outre, la rentabilité de l'éducation dans le secteur informel est illustrée spectaculairement par la prime de revenu que permet d'obtenir un diplôme professionnel (en particulier le BEP), dans un secteur où les rendements de la formation professionnelle sont très souvent supérieurs à ceux obtenus dans le secteur privé formel à diplôme égal. De plus, on constate fréquemment que les qualifications apportées par l'enseignement professionnel sont plus rentables que celles de l'enseignement général, compte tenu du nombre d'années nécessaires pour les obtenir. Ainsi, par exemple, entre le brevet d'études professionnelles et le baccalauréat (respectivement, en moyenne, 11,6 et 13,0 années nécessaires pour leur obtention), le BEP est le plus souvent plus rentable que le baccalauréat, surtout dans le secteur informel. On observe même que les rendements du BEP sont significativement supérieurs de 40 % à ceux du baccalauréat dans le secteur privé formel à Cotonou, ainsi que dans le secteur informel à Ouagadougou, Bamako, Niamey et Lomé. Ce résultat reste valide si nous comparons la prime d'obtention du CAP (certificat professionnel équivalent à l'achèvement de la scolarité dans le premier cycle du secondaire) et celle du BEPC (certificat généraliste, correspondant à l'achèvement de la scolarité au collège).

Conclusion

À partir d'une série d'enquêtes comparables sur la population active dans les zones urbaines en Afrique de l'Ouest, nous avons estimé l'impact de l'éducation

sur le marché du travail, pour des échantillons représentatifs de travailleurs, dans sept capitales économiques. Les données que nous avons utilisées ont permis une comparaison inter-pays unique en son genre, qui recourt strictement aux mêmes variables et à la même méthodologie pour chaque ville.

Notre étude s'attaque à deux problèmes économétriques récurrents lorsque l'on cherche à évaluer l'effet de l'éducation sur la rémunération individuelle. Premièrement, nous traitons la question de l'allocation endogène du secteur (secteurs public, privé formel et informel) dans les estimations des fonctions de revenu, et nous montrons qu'en corrigeant cette sélectivité des échantillons, il est possible d'affiner les rendements de l'éducation dans toutes les villes et tous les secteurs considérés. Deuxièmement, dans la plupart des villes, l'hypothèse d'exogénéité de la variable d'éducation peut être rejetée, sauf pour le secteur public. Par la suite, en prenant le contexte familial comme variable instrumentale pour l'éducation, nous constatons que les rendements de la scolarité sont le plus souvent améliorés si l'endogénéité est prise en compte. C'est particulièrement vrai dans le secteur informel.

Il ressort de ces analyses que, même si l'éducation ne constitue pas toujours un rempart contre le chômage, elle accroît effectivement la rémunération individuelle sur le marché du travail en permettant aux plus instruits d'accéder aux secteurs privé et public formels. Dans la majorité des villes d'Afrique de l'Ouest, c'est avant tout le secteur public qui valorise l'éducation. Vient ensuite le secteur privé formel et enfin le secteur informel. Il existe toutefois des exceptions notables : ainsi, à Lomé, le secteur informel rémunère la scolarité au moins aussi bien que le secteur privé formel et, à Dakar, les rendements moyens de l'éducation sont relativement homogènes entre les secteurs d'emploi.

Pourtant, alors que les théories traditionnelles présument que les rendements marginaux de l'éducation sont constants ou concaves, laissant supposer une forte rentabilité immédiate dès les premières années de scolarité, les données issues des enquêtes 1-2-3 en Afrique de l'Ouest révèlent que les rendements de l'éducation sont en réalité convexes dans tous les secteurs. Ce constat remet en question l'adéquation de la méthode consistant à estimer les rendements marginaux moyens et appelle à des estimations désagrégées à chaque niveau du parcours scolaire. Nous montrons que la convexité est largement due à l'accroissement important du revenu observé dans le secteur formel lorsque les individus passent de l'enseignement secondaire au supérieur, mais qu'elle résulte principalement, dans le cas des travailleurs du secteur informel, de l'achèvement du premier cycle du secondaire. De plus, à Abidjan, Bamako, Dakar et Lomé, la convexité du profil rémunération-éducation est davantage prononcée pour les travailleurs jeunes que pour les travailleurs plus âgés, tout particulièrement dans le secteur informel. Plus généralement, l'un des grands apports de cette étude est de souligner que le capital éducatif, y compris aux niveaux élevés, se traduit par une croissance substantielle de la rémunération dans le secteur informel de la plupart des villes considérées¹⁷. À notre

17. À cet égard, l'hétérogénéité du secteur informel mérite, bien sûr, d'être examinée, notamment la coexistence éventuelle de différents segments d'emploi au sein de ce secteur, avec des caractéristiques qui leur seraient propres. Nous laissons cette réflexion à de futurs travaux de recherche.

connaissance, ces caractéristiques des marchés du travail en Afrique subsaharienne n'avaient jamais encore été documentées secteur par secteur sur la base d'échantillons représentatifs des zones urbaines.

Les implications possibles de nos constats pour les politiques publiques méritent d'être explorées. La convexité des rendements de la scolarité signifie que l'encouragement de l'accès à l'éducation primaire ne fera reculer la pauvreté que si les individus concernés par ce type de mesures poursuivent leur scolarité, afin de tirer pleinement parti des rendements marginaux élevés qui sont associés à des études longues. Cela pose néanmoins un problème délicat : comment gérer les flux d'élèves sortant des cycles d'enseignement secondaire et d'enseignement supérieur général ? Le contenu (trop) général des programmes scolaires les rend peu adaptés aux besoins du marché du travail ; une révision approfondie des programmes des filières générales serait nécessaire. En attendant, pour que progressent les rendements des niveaux de scolarité faibles, il faut certainement que l'amélioration de la qualité de l'enseignement primaire reste l'une des priorités de toute politique de l'éducation.

Comme nous l'avons indiqué dans notre introduction, les villes d'Afrique de l'Ouest se caractérisent par une montée du chômage, surtout chez les travailleurs instruits. Ce décalage entre un investissement (en hausse) dans la scolarité et les opportunités réelles offertes sur le marché du travail est un grave problème auquel se heurtent les autorités. Si l'effort éducatif était accru, pourrait-il générer sa propre demande ? Ou bien les individus plus instruits viendraient-ils simplement grossir les rangs des travailleurs insatisfaits, dont le seul espoir est de migrer pour trouver un emploi ailleurs ? Si nos constats permettent de mieux comprendre où se produisent les goulets d'étranglement spécifiques dans la demande de travail, ils confirment également que les rendements de l'éducation sont significatifs dans le secteur informel et susceptibles de contrebalancer l'incitation à se placer dans la file d'attente à l'entrée du secteur formel. Plus précisément, si l'éducation aide les travailleurs du secteur informel à être plus productifs (probablement grâce à l'innovation et à la capacité d'adaptation), les investissements que les ménages et l'État consacrent à l'éducation ne sont pas vains. Le secteur informel ayant créé ces dernières années plus de 80 % des emplois urbains en Afrique de l'Ouest, une concentration des investissements publics sur l'emploi dans ce secteur, accompagnés de mesures réellement attractives pour les plus qualifiés, pourrait pallier, du moins à court terme, le manque d'emplois dans le secteur formel. Une telle politique, couplée à un soutien continu à l'éducation primaire et post-primaire, pourrait également se révéler fructueuse à moyen et long terme, en suscitant le phénomène d'accumulation nécessaire au décollage et à la modernisation dans les villes d'Afrique.

Éditeurs scientifiques

Philippe De Vreyer François Roubaud

Les marchés urbains du travail en Afrique subsaharienne



Les marchés urbains du travail en Afrique subsaharienne

Éditeurs scientifiques

Philippe DE VREYER, François ROUBAUD

IRD Éditions

INSTITUT DE RECHERCHE POUR LE DÉVELOPPEMENT

AFD

AGENCE FRANÇAISE POUR LE DÉVELOPPEMENT

Marseille, 2013

La version anglaise de cet ouvrage est publiée dans la série « Africa Development Forum », dirigée par l'Agence française de développement et la Banque mondiale. Créée en 2009, cette collection pluridisciplinaire est consacrée aux grands enjeux sociaux et économiques du développement en Afrique subsaharienne.

Pour plus d'informations : <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/2150>

Coordination et préparation éditoriale

Catherine Plasse

Mise en page

Desk (53)

Maquette de couverture et réfection des illustrations

Michelle Saint-Léger

Maquette intérieure

Pierre Lopez

Illustration de couverture

Michelle Saint-Léger

La loi du 1^{er} juillet 1992 (code de la propriété intellectuelle, première partie) n'autorisant, aux termes des alinéas 2 et 3 de l'article L. 122-5, d'une part, que les « copies ou reproductions strictement réservées à l'usage du copiste et non destinées à une utilisation collective » et, d'autre part, que les analyses et les courtes citations dans le but d'exemple ou d'illustration, « toute représentation ou reproduction intégrale ou partielle faite sans le consentement de l'auteur ou de ses ayants droit ou ayants cause, est illicite » (alinéa 1^{er} de l'article L. 122-4).

Cette représentation ou reproduction, par quelque procédé que ce soit, constituerait donc une contrefaçon passible des peines prévues au titre III de la loi précitée.

© IRD/AFD, 2013

ISBN : 978-2-7099-1736-0