

Evolutions du capital éducatif et du niveau de vie des ménages : des enseignements issus de l'application des courbes ROC aux ménages de Ouagadougou (Burkina Faso)

Soufianou Moussa, Jean-François Kobiané

Institut Supérieur des Sciences de la Population (ISSP)

Résumé :

Ce papier revient sur les rendements sociaux de l'éducation en empruntant la dimension « ménage » dans cinq quartiers de Ouagadougou au Burkina Faso regroupés suivant leur niveau d'urbanisation. Il cherche à déterminer le niveau de recoupement, estimé à partir de la courbe ROC, entre la variation des conditions de vie des ménages et l'évolution de leur « capital éducatif » saisi à travers sept variables distinctes. Il ressort que les meilleures mesures du capital éducatif associable à la variation du niveau de vie des ménages sont les variables ne tenant pas compte du niveau d'instruction des membres du ménage. Le capital éducatif ne constitue un facteur non négligeable dans la compréhension de la variation des conditions de vie des ménages (1) en milieu urbanisé et (2) pour saisir l'extrême vulnérabilité des ménages quel que soit le milieu de résidence. La crise économique et les distorsions du marché de l'emploi expliquent en grande partie ces résultats.

Mots clés : Conditions de vie, Ménage, Education, Capital humain, Capital éducatif, Courbe ROC

Introduction

A partir de la seconde moitié du XXème siècle, le retour en force de la théorie du « capital humain » place l'éducation, une des composantes majeures de ce capital immatériel, au cœur de la réflexion sur la croissance économique en général et sur la lutte contre la pauvreté dans les pays à faible revenu (Schultz, 1961 et 1989 ; Becker, 1975 ; Behrman et Wolfe, 1983 ; Psacharopoulos et Woodhall, 1985 ; Lucas, 1988 ; Haddad *et al.*, 1990 ; Appleton et Teal, 2002 ; UNESCO, 2002 et 2008). L'hypothèse principale de cette théorie stipule que le revenu d'un individu dépend fondamentalement de son « capital humain » dont l'essentiel est formé par son niveau d'éducation ; et cette relation est extrapolable à l'échelle d'une communauté. C'est ainsi que les travaux empiriques traitant de l'impact de l'éducation sur la croissance économique et/ou la pauvreté s'inscrivent dans une perspective soit individuelle soit macroéconomique. La première approche s'intéresse notamment au rendement privé de l'éducation qui correspond au niveau de revenu des individus, évalué

essentiellement à travers le salaire, suivant leur niveau d'instruction. Les études basées sur le second angle de réflexion s'intéressent à la variation de la production nationale (ou par secteur économique) associée à une année ou à un niveau supplémentaire d'éducation de la population concernée.

Les résultats des analyses microéconomiques soutiennent de manière unanime qu'investir dans l'éducation présente un rendement privé considérable comme le montre la relation positive entre revenu et instruction observée un peu partout (Berry, 1980 ; King, 1980 ; Atasngana-Mébara, 1984 ; Komenan, 1987 ; Arestoff, 2001 ; Appleton et Teal, 2002 ; Rosencweig, 2010 ; Arestoff et Sgard, 2012). En Afrique subsaharienne par exemple, s'agissant du rendement à l'échelle individuelle, une année supplémentaire d'instruction s'accompagne par un accroissement du revenu (salaire) d'au moins dix pour cent (Komenan, 1987 ; Psacharopoulos, 1994). Plus récemment, Psacharopoulos et Patrinos (2004) ont estimé que le rendement privé de l'éducation en Afrique subsaharienne varie de 37,6% pour le secteur primaire à 27,8% pour le supérieur.

Par contre, la littérature basée sur l'approche macroéconomique diverge profondément. D'un côté, on retrouve les publications qui concordent avec les résultats obtenus au niveau microéconomique en montrant que l'investissement public dans l'éducation présente un rendement social positif. Ces études montrent l'existence d'une relation positive entre les dépenses publiques dans l'éducation et la croissance économique à travers son impact significatif sur la productivité (Patrick et Kehrberg, 1973 ; Godfrey, 1977 ; Colclough, 1980 ; Lockheed *et al.*, 1980 ; Lucas, 1988 ; Haddad *et al.*, 1990 ; Bigsten *et al.*, 1997 ; Sianesi et van Reenen, 2003 ; Psacharopoulos, 2004 ; Glewwe *et al.*, 2007). A titre d'exemple, selon Psacharopoulos et Patrinos (2004), le rendement social de l'éducation varie de 25,4% pour le secteur primaire à 11,3% pour le supérieur. De l'autre côté, certains auteurs soutiennent que la relation entre les dépenses publiques d'éducation et l'accroissement du produit intérieur brut (PIB) est faible voire inexistence ; leurs conclusions étant notamment basées sur des données internationales (Benhabib et Spiegel, 1994 ; Barro et Sala-i-Martin, 1995 ; Pritchett, 2001).

Cette contradiction entre les résultats micro et les analyses macroéconomiques relativement récentes a fait l'objet de plusieurs autres réflexions tentant de les rapprocher (Krueger et Lindahl, 2001 ; Temple, 2001). Les auteurs qui se sont essayés à cette tâche ont proposé de nouvelles manières de définir soit les principales variables utilisées pour mesurer l'éducation soit la forme fonctionnelle mathématique retenue pour estimer le lien entre les deux variables du problème dans l'approche macroéconomique. Arestoff et Sgard (2012) rappellent quant à eux que dans l'estimation de la relation entre les dépenses publiques en éducation et la

croissance économique (et par là la pauvreté indirectement), peut souffrir d'un biais économétrique notable relatif d'une part à l'endogénéité de l'éducation dans la mesure où la relation entre les deux variables est à double sens ; et d'autre part, au lien entre l'éducation et d'autres secteurs sociaux comme la santé. Maddison (1989) a déjà insisté sur le fait que l'éducation dépende d'un ensemble de déterminants sociaux, comme la famille à laquelle appartient l'individu, rend l'analyse de l'impact économique de l'éducation qui ne tient pas compte de ces paramètres moins fiable. En ce qui concerne la question de mesure de l'éducation, d'autres auteurs ont suggéré que la prise en compte non pas de l'éducation tout court mais de « *l'éducation de qualité* » permettrait de mieux isoler le rendement de l'éducation notamment dans les pays pauvres où cette qualité n'est pas *a priori* garantie (Unesco, 2008 ; Hanushek 2013).

En outre, même au sein des analyses qui soutiennent un impact positif de l'éducation sur le revenu ou la croissance, certains résultats méritent d'être soulignés. Par exemple, les analyses sectorielles montrent que les impacts de chaque niveau de scolarité sont certes positifs mais varient de manière non négligeable en fonction du secteur économique comme le rôle prépondérant du niveau secondaire pour l'industrie ou celui du niveau primaire pour l'agriculture (Bigsten *et al.*, 1997 ; Appleton et Teal, 2002 ; Appleton et Arsene, 1996). Malam Maman (2013) montre que chaque niveau d'éducation présente un effet spécifique sur la croissance de la richesse nationale avec (1) un effet positif significatif pour le niveau primaire ; (2) un effet positif mais non significatif pour le niveau secondaire ; et (3) un impact négatif pour le niveau supérieur. Il justifie ces résultats par la structure du marché de travail dans les pays de l'UEMOA étudiés et soutient qu'ils doivent surtout être utilisés pour une optimisation des dépenses publiques d'éducation dans ces pays.

Les analyses microéconomiques soutiennent également que l'éducation présente des rendements privés différents, avec une tendance décroissante¹, en fonction du niveau de scolarisation (Psacharopoulos et Patrinos, 2004). Les mises à jour du rendement de l'éducation réalisées par Psacharopoulos et ses collaborateurs éventuels montrent que ce rendement évolue dans le temps pour traduire le niveau de développement technologique de chaque région, de la structure du marché de l'emploi (suivant le genre compte tenu notamment d'une rentabilité plus importante de l'investissement dans la scolarisation des filles), des efforts pour la scolarisation etc. Par ailleurs, depuis la fin des années 1990, certains

¹ Komenan (1987) a trouvé en Côte d'Ivoire que les rendements privés présentent une allure instable en fonction du niveau d'instruction.

auteurs ont montré qu'en Afrique, l'éducation présentait un impact moins important que par le passé (Appleton et Teal, 1997 ; Bigsten *et al.*, 1997) ; situation sans doute liée, au moins en partie, aux transformations socioéconomiques que connaissent les sociétés africaines avec leurs conséquences sur la structure du marché de travail.

En définitive, si l'impact positif de l'éducation formelle « de qualité » sur le revenu (ou le niveau de vie) individuel, national ou sectoriel qui ressort d'un grand nombre d'analyses ne souffre que de peu de voix discordantes, la question de la nature et du niveau de l'externalité de cette capacité individuelle dans la lutte contre la pauvreté à l'échelle du ménage semble oubliée par les chercheurs. Pourtant, la réflexion sur le lien entre éducation et pauvreté mérite d'être menée en tenant compte de la dimension ménage d'une part et du milieu de résidence d'autre part dans la mesure où la structure du marché de travail – qui constitue le premier lieu de valorisation du capital « éducation » individuel – en dépend largement.

En outre, les deux approches micro et macro jusque là utilisées ne sont pas exemptes de critiques. Par exemple, les analyses microéconomiques présentent la limite de ne pas tenir compte de l'environnement social dans lequel se trouve l'individu dont notamment les multiples facteurs sociaux autour du ménage qui peuvent renforcer ou diluer l'effet de l'instruction formelle reçue individuellement. Lewandowski (2007) fait dans ce sens une remarque fondamentale en soulignant que « *la scolarisation représente alors une opportunité plutôt collective qu'individuelle, dont les usages très diversifiés obéissent à des règles complexes de sécurisation et de redistribution* ». Quant à l'approche macro, elle néglige également le contexte « méso » dans la mesure où elle s'inscrit dans un cadre encore plus grand (celui du pays ou d'un secteur d'activité tout entier) homogénéisé en ignorant ainsi les inégalités qui existent entre les groupes sociaux qui composent le cadre global tout en supposant l'impact de l'éducation uniforme pour l'ensemble.

Cet article, se plaçant dans le cadre global du débat « éducation – pauvreté », vise à porter un regard sur la question en partant cette fois de la dimension « ménage ». Nous nous sommes intéressés à voir comment la différence en termes de nombre (absolu ou relatif) d'adultes instruits par ménage, que nous appellerons « capital éducatif du ménage », peut-être associée aux inégalités de niveau de vie des ménages. Pour cela, nous avons utilisé la méthode de la courbe *Receiver Operating Characteristic (ROC)* afin de déterminer la pertinence de l'usage de la variation du capital éducatif des ménages comme indicatrice de l'évolution de leur niveau de vie à partir des données sur les ménages situés à la périphérie de Ouagadougou, la capitale du Burkina Faso.

Après cette revue de la littérature sur les approches et les défis de l'analyse des rendements de l'éducation, la suite de ce papier est structurée comme suit. Au paragraphe suivant, nous exposerons le contexte sociodémographique et économique du Burkina Faso avec un regard particulier sur la politique de l'éducation du système formel et sur l'état de la pauvreté. Ensuite, nous présenterons les données, les concepts utilisés ainsi que la spécification du modèle d'analyse basée sur la courbe ROC que nous avons définie. Dans la troisième partie, après une présentation de nos variables d'intérêt, nous analyserons et discuterons les principaux résultats issus de l'application de notre approche aux ménages se trouvant dans cinq quartiers entourant Ouagadougou. Enfin, une conclusion viendra clore l'analyse.

Après une phase marquée par un essor rapide mais inégale de la scolarisation voulue par les pays africains eux-mêmes entre 1960 et 1980 (Lange, 1991), le développement de l'éducation s'est par la suite considérablement ralenti avec la mise en œuvre du Programme d'Ajustement Structurel (PAS) dans la plupart de ces pays avec la pression des institutions financières mondiales qui exigeaient une compression profonde des dépenses publiques afin de rendre leurs dettes souveraines soutenables. Il a fallu attendre le début des années 2000 pour que les pays au sud du Sahara (re)consacrent un intérêt particulier à l'éducation dans leur politique de réduction de la pauvreté (Caillods et Hallak, 2006). Cette période a coïncidé avec deux faits majeurs pour ces pays. D'une part, on a assisté à l'abandon progressif des politiques d'ajustement (au moins dans leurs aspects de grande rigueur dans les dépenses publiques) jusqu'alors imposées par les bailleurs de fond internationaux au profit de la mise en place des « Stratégies nationales de réduction de la pauvreté » avec des politiques sociales plus ou moins volontariste et validées avec les partenaires financiers de ces pays. D'autre part, il y a eu l'adoption des *Objectifs du Millénaire pour le Développement* (OMD) accompagnée, en ce qui concerne spécifiquement l'éducation, par la formulation d'un nouvel engagement lors du Forum Mondial sur l'Education à Dakar en 2000 pour l'atteinte des objectifs du mouvement « *Education Pour Tous* » (EPT) lancé dix ans plutôt avec une volonté de mobiliser plus de ressources à l'échelle mondiale en faveur de la scolarisation dans les pays pauvres.

Dans ce contexte, le Burkina-Faso, comme le reste des pays en développement, a très vite adhéré au nouveau discours des institutions internationales sur la nécessité de soutenir l'éducation dans les pays pauvres pour relancer la croissance économique et réduire par là la pauvreté (Burkina Faso, 2000). Le « Cadre Stratégique de Lutte contre la Pauvreté » du pays

contient spécifiquement une rubrique « *Education et pauvreté* » et souligne le « *développement capital humain* » comme l'un des axes majeurs de la stratégie de développement socioéconomique du pays (Burkina Faso, 2004).

Avec ce nouveau paradigme admis au plan international (conformément aux analyses établissant un lien positif entre l'éducation et la croissance macroéconomique), le gouvernement et ses partenaires ont consacré d'importantes ressources pour améliorer les indicateurs de l'éducation et notamment ceux du niveau primaire en milieu rural où une partie de la population présente encore des réticences envers le système scolaire formel (Lewandowski, 2007). En milieu urbain, où l'accès au primaire est quasi généralisé même chez les pauvres (Kobiané, 2003), le défi concerne surtout les niveaux secondaire et supérieur dont la fourniture a été en grande partie confiés au secteur privé quoique soutenu par les pouvoirs publics. C'est particulièrement la situation dans laquelle se trouve la capitale, Ouagadougou. Mais, le succès enregistré dans la scolarisation ne s'a pas véritablement été suivi par une amélioration de la situation économique du pays (Burkina Faso, 2004 ; Kaboré, 2004). La crise économique endémique a limité considérablement les opportunités que l'éducation formelle est censée ouvrir. Autrement dit, avoir été à l'école n'a pas été en soi, à l'échelle individuelle, une garantie à toute épreuve pour « réussir sa vie ». Dans les faits, une grande partie de jeunes et jeunes adultes, bien que diplômés, se retrouvent contraints de rester dépendant de leurs aînés, ou cercle familial en général, faute d'emploi et de ressources pour se prendre en charge ; phénomène observé un peu partout dans les capitales ouest-africaines (Antoine, 2007).

Sur le plan démographique, la ville de Ouagadougou connaît ces dernières décennies une forte croissance démographique animée en grande partie par la migration rurale qui s'est traduite par le développement de nouveaux quartiers à sa périphérie (INSD, 2009b). Celle-ci est caractérisée par des réalités socioéconomiques et démographiques hybrides (mélange de situations rurales et urbaines) et constitue une zone où les personnes scolarisées ne disposent pas à l'interne d'assez d'opportunités adaptées à leur profil pour faire valoir convenablement leurs compétences. Les quartiers juxtaposés à la ville sont d'un niveau d'urbanisation relativement moyen alors que ceux qui sont situés le plus loin du centre-ville sont informels (non lotis) et présentent des conditions de vie très médiocres (Moussa et Kobiané, 2014).

En ce qui concerne la pauvreté au Burkina Faso, elle affiche une tendance à la baisse au plan national (INSD, 2009a) après une phase d'accentuation entre 1990 et 2003 (Burkina Faso, 2004). A Ouagadougou, sur la base d'un indicateur de niveau de vie national, seuls 0,5% des ménages sont estimés pauvres alors que dans les communes avoisinantes, ce taux va

de 6 à 37% ; ce qui traduit une situation très variée par rapport à la moyenne nationale de 43,9% (INSD, 2009a).

S'agissant de l'impact de l'éducation sur la pauvreté au Burkina Faso, l'Institut National de la Statistique et de la Démographie, en s'intéressant uniquement à l'instruction du chef de ménage, a montré que l'incidence de la pauvreté baisse en fonction du niveau d'instruction du chef de ménage avec un impact plus important à partir du secondaire et un différentiel beaucoup plus important en milieu rural (INSD, 2009a). Il convient de remarquer qu'en dehors de cette étude, la quasi totalité des auteurs qui se sont intéressés à la question « pauvreté-éducation » au Burkina Faso l'ont fait avec la problématique des inégalités dans l'accès à la scolarisation suivant le niveau de vie.

Données et méthodologie

Les données utilisées dans cet article proviennent de l'Observatoire de la Population de Ouagadougou (OPO) qui cherche, entre autres, à analyser les conditions de vie des populations de cinq quartiers situés à la périphérie de Ouagadougou (Rossier *et al.*, 2012). Les ménages et les individus résidants dans ces quartiers sont suivis de manière relativement régulière (tous les dix mois approximativement) à travers des enquêtes sociodémographiques et économiques appelée « *Round* ». Les principaux phénomènes suivis sont les naissances, les décès et la migration. Parallèlement, à certains moments, l'Observatoire mène des enquêtes sur des thématiques spécifiques comme les conditions de vie des ménages, l'éducation ou encore la santé des enfants.

La zone couverte par l'OPO est habituellement divisée en deux parties sur la base de leur niveau d'urbanisation et leur caractère formel (Rossier *et al.*, 2011). Deux quartiers (Kilwin et Tanghin) situés juste à la périphérie de la ville constitue la zone dite « lotie » (moyennement urbanisée et formelle) ; alors que trois quartiers (Polesgo, Nonghin et Nioko 2), plus éloignés du centre de la capitale, forment la zone « non lotie » (caractérisée par très peu d'infrastructures publiques et les habitats y sont informels).

Les habitants des cinq quartiers, dont une grande partie est constituée de migrants, travaillent essentiellement à Ouagadougou en exerçant des petits métiers dans le bâtiment, le gardiennage, le petit commerce pour les hommes ; et dans les activités ménagères, la coiffure et la vente des produits alimentaires courants pour les femmes (Rossier *et al.*, 2011). Il faut souligner cependant qu'on retrouve aussi des jeunes adultes scolarisés ayant un métier dans le secteur formel mais dont le revenu ne permet pas de disposer d'une habitation au sein des quartiers centraux de la capitale.

Nous avons procédé à une évaluation de la variation du capital éducatif des ménages et celle de leur niveau de vie à partir des données collectées au Round 1 (R1) et au Round 3 (R3). Le Round 1 a été mené dans la période allant de mai à novembre 2009 et le Round 3 de juillet 2011 à avril 2012. Au total, les ménages communs aux deux rounds sont au nombre de 14 680 ménages dont 6 271 en zone lotie (42,7%) et 8 409 en zone non lotie (57,3%).

Le « ménage », tel que défini par l'OPO, correspond à une unité socioéconomique dont les membres, vivant sous un toit commun, ne sont pas forcément liés par des liens de parenté et l'un d'entre eux est reconnu comme « chef de ménage » indépendamment de son sexe. Nous entendons par « instruction » le fait d'avoir fréquenté le système scolaire formel (peu importe le niveau) y égard à l'importance quasi exclusive d'accès au marché formel de ce type d'instruction. Le concept « adulte » représente ici une personne âgée de 15 à 59 ans. Le choix de cette tranche d'âge est lié au fait que tant au Burkina Faso que sur le plan international (pour le Bureau International du Travail notamment) « l'âge actif » commence théoriquement à partir de 15 ans d'une part ; et qu'au Burkina Faso, l'âge légal de départ à la retraite est de 60 ans d'autre part. En outre, nous avons estimé que se limiter à cet âge est largement suffisant dans la mesure où l'augmentation de la tranche d'âge supérieure (plus de 59 ans) ne se traduira par une plus grande capacité de saisie du capital éducatif des ménages du fait que la tranche 60 ans ou plus ne comporte pas beaucoup de personnes instruites.

Dans un premier temps, nous avons défini le capital éducatif du ménage comme l'effectif d'adultes instruits (X_1). Toutefois, afin de comparer les impacts de changement de la variable utilisée pour mesurer le capital éducatif du ménage, nous avons définis trois autres variables de contrôle :

- le nombre d'adultes d'instruits instruits et ayant une activité (X_2) ;
- la part d'adultes instruits dans le ménage (X_3).

La première variante (X_2) permet de prendre en compte l'activité des adultes afin d'isoler le poids marginal de l'exercice d'une activité dans le pouvoir discriminant de l'instruction des adultes. La part des adultes instruits (X_3) permettra de prendre en compte la taille des ménages.

Après ces mesures « brutes », nous avons définis quatre autres variables en tenant compte du niveau de scolarisation formelle (primaire, secondaire et supérieur) des individus. Ainsi, trois variables X_4 , X_5 et X_6 respectivement associé au nombre d'adultes ayant le niveau primaire, secondaire et supérieur ont été définies. En outre, nous avons construit un indice

synthétique du capita éducatif (ISCE) des ménages (X_7) prenant en compte les trois niveaux de scolarisation formelle combinés. Il est déterminé à travers une formule simple : $X_7 = X_4 + 2X_5 + 3X_6$.

Nous avons estimé le niveau de vie des ménages, dans chaque zone et par Round, à travers un indicateur synthétique des conditions de vie. La valeur ce proxy est égale au score obtenu par chaque ménage par rapport à la première composante d'une Analyse en Composantes Principales (ACP) appliquée sur un certain nombre de biens fonctionnels possédés par les ménages. La méthode est exhaustivement décrite par Moussa et ses collaborateurs (2013). Les caractéristiques de l'habitat ont été exclues de la construction du proxy en raison de leur faible diversité dans chacune des deux zones et du fait que leur caractère « bien très durable » ne permet pas d'observer des variations majeures dans l'intervalle de temps relativement court qui sépare le R1 du R3. Prendre en compte ces dimensions aurait tout simplement réduit la part de la variance expliquée associée à la première composante (comme celle-ci dépend du nombre de variables primaires prises en compte dans l'ACP). A l'inverse, les biens dont la possession n'est pas *a priori* exclusive (chaque ménage peut disposer de chaque type au même moment et autant qu'il le souhaite) et, surtout, que les ménages peuvent acquérir ou s'en débarrasser rapidement en fonction de la conjoncture présentent un avantage comparatif certain pour saisir l'évolution rapide du confort dans lequel vivent les ménages. En définitive, les variables que nous avons retenues pour déduire le proxy du niveau de vie des ménages sont (1) le nombre de postes téléviseurs ; (2) le nombre de téléphones mobiles ; (3) le nombre de réfrigérateurs ; (4) le nombre de bicyclettes ; (5) le nombre de motos ; (6) le nombre de lecteurs vidéo ; (7) le nombre de téléphones fixes et (8) le nombre de voitures. Toutefois, en zone non lotie, nous avons exclu les trois dernières catégories de biens en raison de leur faible pouvoir discriminant dans ces quartiers.

Ensuite, nous avons constitué trois classes de niveau de vie des ménages (« élevé » « moyen » et « bas ») à partir de la valeur de l'indicateur synthétique en utilisant la méthode des « nuées dynamiques ». Cette approche, comparativement aux quintiles, présente l'avantage de constituer des groupes plus homogènes (plus proches les uns aux autres au sein d'un même groupe par rapport à leur score) sans tenir compte du nombre de ménages par groupe.

La distinction entre les zones dans la détermination du proxy du niveau de vie, ce qui rend les classes de niveau de vie strictement relatives à la zone où elles sont définies, résulte

des différences fondamentales de conditions de vies entre les deux zones. Comme la zone lotie présente de loin une meilleure situation socioéconomique et urbanistique que la zone non lotie (Rossier, Soura *et al.* ; 2011), évaluer les ménages de la zone non lotie sur la même base que ceux de la zone lotie pénaliserait *a priori* les premiers en classant la grande majorité d'entre eux parmi les plus précaires. Cela aurait eu comme conséquence de réduire considérablement les chances d'observer les inégalités entre les ménages du non loti. Ainsi, compte tenu de la différenciation entre les deux zones dans l'estimation des conditions de vie, le sens de chaque classe du niveau de vie en termes de réalités socioéconomiques varie d'un milieu à un autre. Sur la base de cette évaluation des conditions de vie *in situs*, nous verrons plus bas ce à quoi correspondent les classes de niveau de vie dans chacune des deux zones.

Tout en séparant les situations observables dans les deux zones, ce qui optimise leur comparaison, nous faisons aussi l'hypothèse que le rôle de l'instruction des membres des ménages adultes sera plus important en zone lotie qu'en zone non lotie. Cela résulterait de deux choses. Tout d'abord, le fait que la zone lotie concentre plus de personnes instruites et qualifiées (niveau de scolarisation plus élevée) que la zone non lotie ; et ensuite, ces personnes ont un meilleur accès au marché de l'emploi formel.

Enfin, l'évolution des conditions de vie a été déduite avec une simple différence, que nous allons noter « k », entre la classe de niveau de vie auquel le ménage appartient en R3 et en R1. Par exemple, les ménages ayant un niveau de vie « bas » en R3 puis « élevé » en R1 auront au final un score $k = -2$.

Notre approche vise à tester le degré de recoupement entre la variation du capital éducatif des ménages et la variation de leurs conditions de vie, ce que nous appellerons « modèle ». Plutôt que d'utiliser des analyses explicatives classiques, dont les résultats seraient forts biaisés par l'endogénéité tant soulignée par les auteurs comme nous l'avons vu plus haut, nous allons chercher à déterminer la capacité de la variation du capital éducatif à classer les ménages suivant l'évolution de leur niveau de vie. Pour cela, nous allons utiliser la méthode de la courbe associée au *Receiver Operating Characteristic* (ROC) de notre modèle. Fusco (2009), en citant Baulch (2002), définit la courbe ROC comme « une méthode graphique qui permet de juger de la capacité d'un test diagnostic à correctement identifier un résultat binaire ». L'auteur présente de manière succincte les contours mathématiques et statistiques de la courbe ROC. Rappelons juste ici les points fondamentaux de son application dans notre cas. Le test consiste à utiliser la variation du capital éducatif des ménages (ou « variable test ») comme une variable permettant de prévoir le sens l'évolution du niveau de vie des

ménages (ou « variable d'état »). Comme nous avons définis sept mesures du capital éducatif des ménages X_i , nous aurons ainsi quatre modèles M_i ($i = \{1, \dots, 7\}$) de prédiction. Afin de maximiser les chances de prévision, le test ne portera que sur les valeurs extrêmes de la variable test (-2 et +2). Nous excluons ainsi les variations de type +1, 0 et -1 car elles peuvent résulter d'une conjoncture dont l'effet disparaîtra à moyen terme d'une part et du fait qu'elles sont très fréquentes d'autre part pour y retrouver une tendance de fond d'autre part.

Pour chaque niveau de vie k retenu ($k = \{-2, +2\}$), l'axe des ordonnées de la courbe représentent la capacité du test à identifier correctement les ménages de niveau de vie k (les « positifs ») qu'on appelle « sensibilité » ; et l'axe des abscisses traduit la probabilité que le test échoue à identifier correctement les ménages ayant un niveau de vie autre que k (soit « 1-spécificité » ou « faux positifs ») suivant différents degrés de confiance déterminés en faisant varier le nombre d'individus testés comme « positifs » de 0 à N ($N =$ taille de l'échantillon).

La force de prédiction du test est estimée par l'aire en dessous de la courbe (*Area Under the Curve* ou *AUC* en Anglais). Si une mesure du capital éducatif des ménages ne présente pas de pouvoir discriminant significatif, alors la courbe tendra à suivre la diagonale du graphique et l'AUC aura une valeur proche de 0,5 (la moitié de la surface totale du repère orthonormé). A l'inverse, plus le pouvoir discriminant d'une mesure est important, plus l'AUC sera proche de 1. Outre le test d'hypothèse sur la valeur de l'ACU ($H_0: AUC = 0,5$), les intervalles de confiance de l'AUC relatif à chaque modèle nous permettront, au besoin, de mieux classer les modèles.

En plus de la comparaison de la performance des variables utilisées pour saisir le capital éducatif, la courbe ROC permettra de déterminer le seuil à partir duquel l'influence de l'instruction des adultes sur le niveau de vie des ménages devient particulièrement important selon les différents modèles. Ce seuil correspond au(x) point(s) où la courbe associée à chaque modèle présente éventuellement un point d'inflexion qui correspond à la meilleure combinaison entre la sensibilité et la spécificité de chaque test.

Enfin, dans chaque zone, en considérant l'ensemble des courbes représentant chacune un modèle de prédiction du niveau de vie suivant une des mesures du capital éducatif, l'enveloppe convexe, constituée par la ou les courbes qui au moins sur un intervalle n'ont aucune autre courbe au dessus d'elles, nous permettra de choisir le meilleur modèle en fonction du niveau de précision des tests.

Profils des classes de niveau de vie

Sur la base de la distribution des biens correspondant à classe de niveau de vie (annexe 1), on remarque que les ménages classés « pauvres » en zone non lotie sont ceux qui ne disposent que d'un téléphone mobile ou d'une bicyclette. Les ménages de niveau de vie « moyen » ont dans leur grande majorité au moins deux téléphones portables ou deux bicyclettes ou encore une moto. Les ménages ayant le niveau de vie « élevé » disposent d'au moins un des biens « élémentaires » (vélo, téléphone portable) et sont surtout caractérisés par la possession de poste téléviseur et, dans une certaine mesure, de réfrigérateur.

En zone lotie, le profil du niveau de vie « bas » est semblable à celui observé en zone non lotie (absence de tout bien en dehors d'un téléphone mobile ou d'une bicyclette). Par contre, pour les deux autres niveaux de vie, le nombre de biens possédés par chaque classe est plus élevé. Enfin, en zone lotie le niveau « élevé » diffère du niveau « moyen » par une plus grande proportion à disposer de lecteur vidéo, de voiture ou de téléphone fixe.

Variable d'état : évolution globale du niveau de vie des ménages entre R1 et R3

A partir du tableau 1, on constate que même si la chute brutale (score de -2) du niveau de vie des ménages est plus importante en zone non lotie (1,2% en zone non lotie contre 0,5% en zone lotie), le phénomène reste peu observé dans l'ensemble. A l'inverse, plus d'un ménage sur dix (14,9% en zone non lotie et 12,4% en zone lotie) vit avec le risque de voir son niveau de vie baisser d'un degré. Mais, les ménages ayant connu une évolution positive de leur niveau de vie (scores +2 et +1) sont plus nombreux que ceux qui ont vu leur niveau de vie décroître dans les deux zones et cette tendance est plus observée en zone non lotie.

Le dynamisme (tant dans l'amélioration que dans la baisse du niveau de vie des ménages) affiché par la zone non lotie correspond à cette situation où tout est à construire et où on assiste au même moment à un mélange de transformations socioéconomiques parfois contradictoires et d'intensité similaire. Certains ménages arrivent à trouver un facteur positif (emploi à Ouagadougou, petit commerce fructueux dans le quartier, ...) et par conséquent voient leurs conditions de vie s'améliorer assez rapidement. Pendant ce temps, d'autres ménages, probablement les moins nantis au départ ou les plus récemment installés, cherchent encore les moyens de s'en sortir après, pour certains (qui sont propriétaires « informels » de leur parcelle), des investissements relativement considérables réalisés lors de l'installation (Rossier et Ducarroz, 2012). En zone lotie par contre, la situation des ménages est plus stable (population moins migrante et se trouvant dans une phase d'exploitation des résultats de leurs stratégies passées) et vit presque sous les mêmes contraintes que celle de tout milieu urbain.

La fréquence des valeurs extrêmes de l'évolution des conditions de vie des ménages suggère que le test de la courber ROC sera marqué par une très forte spécificité dans la mesure où celle-ci tend à s'améliorer quand le facteur recherché est relativement rare dans la population. De même, cela laisse croire que la capacité du test à identifier les ménages n'ayant pas le niveau de vie k sera encore plus importante en zone lotie où les fréquences des valeurs extrêmes sont moins élevées.

Tableau 1 : Variation du niveau de vie des ménages R3-R1

	<i>Zone lotie</i>		<i>Zone non lotie</i>	
	n	%	n	%
-2	33	0,5	105	1,2
-1	775	12,4	1249	14,9
0	4369	69,7	5103	60,7
+1	1025	16,3	1817	21,6
+2	69	1,1	135	1,6
Total	6271	100,0	8409	100,0

Source : Nos calculs à partir des données de l'OPO

Analyse des variables tests

Notons dans un premier temps que les ménages des deux zones affichent en moyenne une dynamique démographique opposée (tableau 2). Alors que la taille moyenne des ménages de la zone non lotie s'accroît (passant de 3,9 en R1 à 4,1 membres en R3), celle des ménages des quartiers formels est marquée par une baisse (de 6,5 à 6,2 membres). Cette situation peut trouver sa source par le solde migratoire qui est plus important en non loti (Rossier *et al.*, 2011) mais aussi par le différentiel du niveau des naissances entre les deux zones.

Les ménages de la zone lotie, en raison du caractère semi-urbain de la zone, présentent un capital éducatif (quelle que soit la mesure considérée) beaucoup plus important² que ceux de la zone non lotie (voir Annexe 2 à 4). On s'attend aussi à ce que la variation du capital éducatif soit également plus importante dans les quartiers formels.

Les tableaux 3 à 5 montrent que l'évolution du capital éducatif des ménages varie selon la mesure considérée. Cette variabilité supporte notre choix de ne pas tenir compte uniquement à la variable intuitive qu'est le nombre absolu d'adultes instruits. En d'autres termes, elle rend pertinente la comparaison des différentes courbes ROC par zone.

On observe toutefois des tendances globales comme le fait que le capital éducatif des ménages est marqué, dans les deux zones, par des variations positives plus fréquentes que les baisses indépendamment de la variable de mesure. Cela suppose que les courbes ROC associées aux quatre modèles auront tendance à présenter la même allure. Par ailleurs, la prépondérance des variations positives est conforme à l'amélioration des conditions de vie des ménages que nous avons vue précédemment à travers le renforcement de la classe moyenne (tableau 1).

La comparaison inter-zones montre que c'est en zone lotie qu'on observe la plus grande variabilité du capital éducatif des ménages (la proportion des ménages ayant gardé leur capital constant y étant toujours plus faible qu'en zone non lotie quelle que soit la variable). Cela se traduira par une plus grande qualité du test en zone lotie (l'AUC y sera plus importante).

Enfin, on observe que les variations du capital éducatif des ménages sont plus marquées pour les variables « brutes » (X_1 à X_3) que pour les variables tenant compte du niveau de scolarisation (X_4 à X_6) quelle que soit la zone. Par contre, la prise en compte des trois niveaux de scolarisation combinés montre une forte variation du capital éducatif du ménage dans la mesure où seul 56% des ménages en zone non lotie et 30,8 en zone lotie ont gardé constant ce capital éducatif (Tableau 5). Le modèle de recouplement associé à X_7 devrait de ce fait permettre de bien distinguer les ménages suivant la variation de leur niveau de vie. A l'inverse, comparativement aux variables brutes, on s'attend à une moindre performance du modèle destiné à saisir l'importance de la variation du capital éducatif par niveau de scolarisation (et particulièrement celui associé aux adultes ayant été au supérieur dans les quartiers informels) dans l'évolution des conditions de vie des ménages.

² Les statistiques descriptives par Round et par zone des quatre variantes du capital éducatif des ménages sont présentées en annexe.

Tableau 2 : Variation de la taille moyenne des ménages entre R3 et R1

	Zone non lotie	Zone lotie
Moyenne	0,15	-0,29
Ecart-type	1,50	2,02
N	8409	6271

Source : Nos calculs à partir des données de l'OPO

Tableau 3 : Variation des nombres d'adultes instruits et instruits-occupés par zone

	15-59 ans instruits		15-59 ans instruits et occupés	
	ZnL	ZL	ZnL	ZL
<= -2	2,1	7,6	1,0	5,3
-1	11,6	14,3	11,3	14,5
0	60,3	39,3	64,2	44,9
1	20,4	21,7	20,0	23,2
>= 2	5,6	17,1	3,5	12,1
Total (%)	100,0	100,0	100,0	100,0
Total (n)	8409	6271	8409	6271

Taille moyenne des ménages : ZNL 3,9 en R1 et 4,1 en R3 ; ZL : 6,5 en R1 et 6,2 en R3.

Source : Nos calculs à partir des données de l'OPO

Tableau 4 : Variation des parts de 15-59 ans instruits par zone

	ZnL		ZL	
	n	%	n	%
<= -50%	445	5,3	228	3,6
]-50 à -5%[1507	17,9	1292	20,6
[-5 à 5%]	4093	48,7	1983	31,6
]5 à 50%[1792	21,3	2149	34,3
>= 50%	572	6,8	619	9,9
Total	12857	100,0	6271	100,0

Source : Nos calculs à partir des données de l'OPO

Tableau 5 : Variation du nombre d'adultes instruits par niveau de scolarisation et par zone (%)

	Primaire		Secondaire		Supérieur		ISCE	
	ZnL	ZL	ZnL	ZL	ZnL	ZL	ZnL	ZL
<= -3	0,1	1,2	0,10	1,3	0,0	0,1	1,1	7,5
-2	1,2	4,4	0,70	3,8	0,1	0,5	3,5	7,5
-1	12,7	16,1	6,90	16,0	0,5	6	11,4	12,2
0	65,5	53,0	79,20	49,6	98,2	84,4	56,0	30,8

1	17,5	18,6	11,70	21,5	1,1	7,7	16,6	16,2
2	2,7	4,8	1,30	5,80	0,1	1,1	7,7	12,4
>= + 3	0,3	1,9	0,1	2,0	0,0	0,2	3,7	13,4
Total (%)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Total (n)	7118	4880	7118	4880	7118	4880	7118	4880

* Manquants: ZnL: 1291 ; ZL: 1391

Source : Nos calculs à partir des données de l'OPO

Résultats

Les courbes correspondant à chaque modèle sont présentées à la figure 1 pour les variations de niveau de vie $k = -2$ et $k = +2$ par zone. La ligne de référence (diagonale du repère) délimite, par sa part inférieure droite, une AUC de 0,5 qui correspond à un pouvoir prédictif nul. Les valeurs des AUC et leurs statistiques sont présentées au tableau 6. Le résultat du test d'hypothèse sur la significativité de l'AUC ($H_0 : AUC = 0,5$) est présenté à la colonne « *signif* » du tableau 6. La colonne « IC 95% » présente l'intervalle de confiance avec une marge d'erreur de 5% de la valeur de l'aire en dessous de la courbe.

A partir du tableau 6, on constate que le pouvoir prédictif de tous les modèles sont significatifs (AUC significativement supérieure à 0,5). Autrement dit, le recoupement des ménages suivant l'évolution de leur niveau de vie à travers la variation de leur capital éducatif quelle que soit sa mesure n'est pas un processus hasardeux. Mais, bien que significatif, le pouvoir discriminant apparaît relativement modeste notamment en zone non lotie (avec une AUC maximale de 0,68). En zone lotie, la puissance du recoupement est un peu plus élevée avec une AUC qui tourne autour de 0,75 sauf pour le M3 qui, avec une AUC de 0,69, constitue le proxy le moins pertinent de la variation des conditions de vie des ménages. En définitive, on retrouve ici l'existence d'une relation significative entre éducation et conditions de vie à l'échelle du ménage conforme à ce que montrent les analyses à l'échelle individuelle ou les premières études macroéconomiques.

Le modèle M1 présente le meilleur pouvoir discriminant et constitue très généralement la grande partie de la courbe convexe sauf dans le cas particulier de l'identification de la hausse du niveau de vie en zone lotie que nous verrons un peu plus bas. Autrement dit, parmi nos quatre variables, le « nombre de 15-59 ans instruits » constitue la mesure du capital éducatif des ménages la plus à même de distinguer les ménages suivant leur niveau de vie.

La puissance de distinction affichée par les variables M1 résulte vraisemblablement des inégalités plus importantes (voir les statistiques descriptives en annexe) qu'elles permettent d'isoler entre les ménages. En outre, en raison de leur caractère absolu, ces deux variables connaissent relativement plus de changement d'ampleur non négligeable dans le temps que les proportions.

Le niveau de discrimination du modèle basé sur le « nombre de 15-59 ans instruits » (M2) est dans l'ensemble moins important qu'attendu comme nous avons supposé que l'ajout du critère d'exercice d'une activité économique permettra de mieux ressortir le rôle de l'instruction des adultes sur la variation du niveau de vie des ménages. Cette faible performance relative du M2 peut-être due à la confusion qui existe autour du concept « d'exercice d'une activité ». Ce dernier peut rassembler autant le jeune adulte instruit qui aide ses parents au marché au jeune cadre ayant un emploi à la capitale. Il regroupe ainsi une pluralité de situations professionnelle parfois peu comparable en termes de structure et régularité de revenu.

Par contre, en zone lotie, cette confusion est dans une certaine mesure moins perceptible. En effet, en ce qui concerne l'identification des ménages ayant eu une forte croissance de leurs conditions de vie ($k = +2$), le modèle M2 basé que « le nombre de personnes instruites et ayant un emploi » est aussi discriminant que M1 (ou M4). Mieux, à partir d'un niveau de risque de près de 30%, en constituant la courbe convexe, « le nombre de personnes instruites et occupées » permet de mieux isoler les ménages suivant leurs conditions de vie que M1 pour $k = +2$ dans les quartiers formels. En d'autres termes, on retrouve à cette échelle réduite l'effet lié à l'exercice d'une activité économique par les individus dans l'amélioration du niveau de vie de leurs ménages ; effet auquel on s'attendait en prenant en compte M2.

En outre, on observe aussi que la capacité de prédiction d'une forte baisse du niveau de vie ($k = -2$) de notre test est sensiblement la même que celle de prédiction d'une hausse de niveau de vie ($k = +2$) en zone non lotie alors qu'en zone lotie, la seconde est plus forte. Cela montre le rôle différencié que l'instruction des adultes joue en fonction de l'urbanisation. Celle-ci semble jouer un rôle catalyseur dans la variation du niveau de vie des ménages.

Dans les deux zones, les classements issus des modèles de M4 à M7 (figure 2 et figure 3) ne sont performants que pour saisir la baisse du niveau de vie. De même, c'est surtout en zone lotie que la pertinence de l'utilisation des mesures X_4 à X_7 comme proxy de la variation

des conditions de vie des ménages est en générale la plus élevée. On observe aussi que dans les deux zones, la variation du nombre d'adultes ayant été au secondaire (modèle M₅) est la variable la plus discriminante comparativement aux modèles associés au primaire et au supérieur.

La performance du modèle avec l'indicateur composite, très élevée en zone lotie en ce qui concerne la capture de la chute des conditions de vie, est très décevante dans les 3 autres cas en raison notamment de la piètre qualité de la variation du capital éducatif associé au primaire (M₄) et au supérieur (M₆). La faible performance du M₄, malgré l'abondance des individus de niveau primaire, s'expliquerait par la faible part dans le revenu des ménages de ses individus. Quant au M₆, c'est surtout le chômage des personnes les plus qualifiées qui réduit leur importance dans la variation des conditions de vie des ménages.

En définitive, les contraintes de marche de l'emploi font que les meilleures mesures du capital éducatif du ménage pouvant servir à capter leur conditions de vie sont celles qui ne prennent pas en compte les niveaux d'instruction des individus.

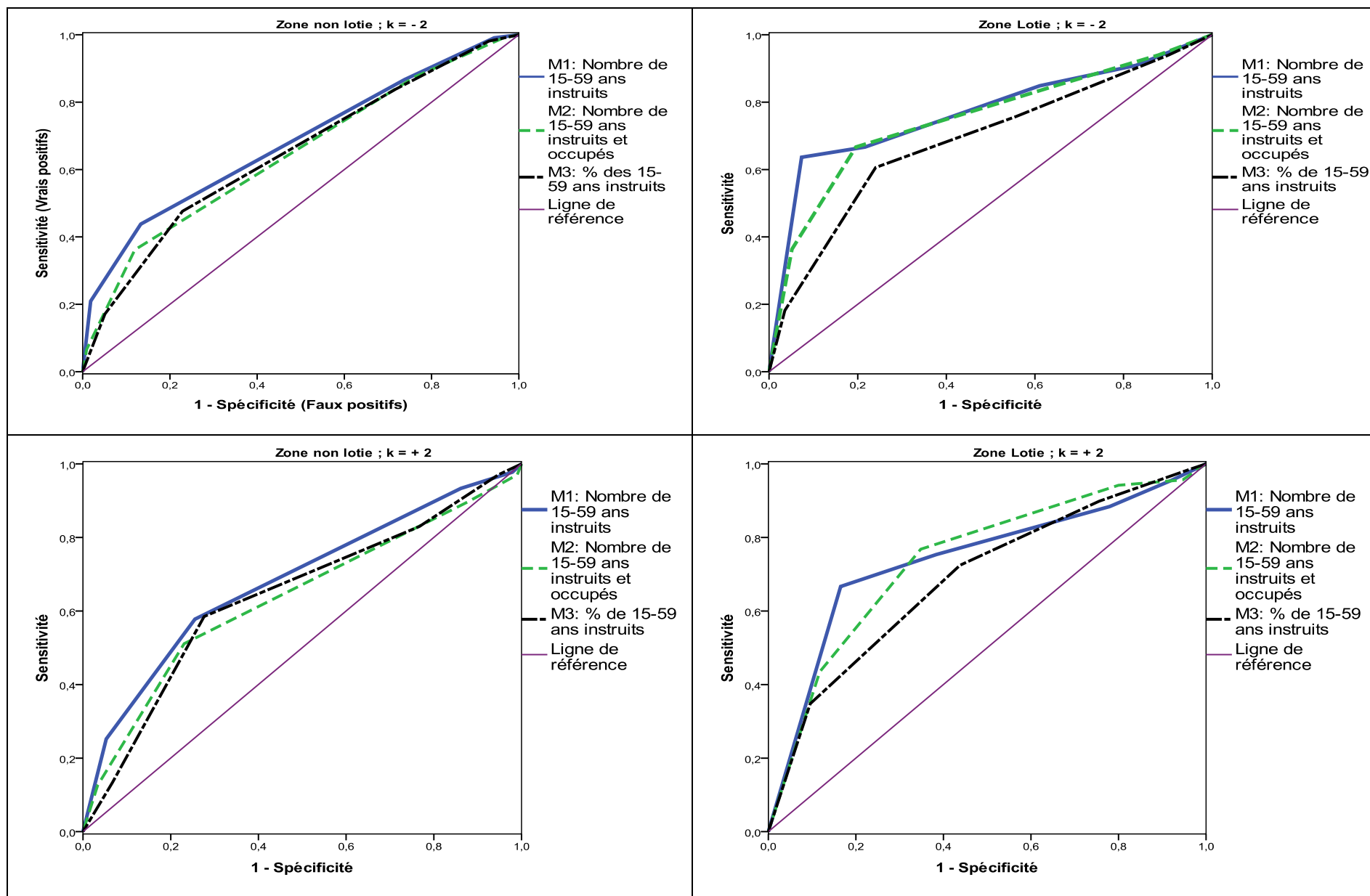
Tableau 6 : Aires sous la courbe ROC suivant les valeurs de k et les différentes variantes du capital éducatif par zone

		<i>k</i> = -2					<i>k</i> = +2				
		AUC	Erreur Std	Signif	IC 95%		AUC	Erreur Std	Signif	IC 95%	
					Inf.	Sup.				Inf.	Sup.
Zone non lotie	M1	0,681	0,03	0,000	0,62	0,74	0,682	0,03	0,000	0,63	0,73
	M2	0,645	0,03	0,000	0,59	0,70	0,635	0,03	0,000	0,58	0,69
	M3	0,645	0,03	0,000	0,59	0,70	0,641	0,03	0,000	0,59	0,69
	M4	0,538	0,04	0,286	0,47	0,61	0,440	0,03	0,050	0,37	0,51
	M5	0,539	0,04	0,279	0,46	0,61	0,456	0,03	0,153	0,39	0,52
	M6	0,518	0,04	0,618	0,45	0,59	0,503	0,03	0,930	0,44	0,56
	M7	0,565	0,04	0,069	0,49	0,64	0,409	0,03	0,003	0,34	0,47
Zone lotie	M1	0,770	0,05	0,000	0,67	0,87	0,742	0,04	0,000	0,67	0,81
	M2	0,750	0,05	0,000	0,65	0,85	0,742	0,03	0,000	0,68	0,80
	M3	0,688	0,05	0,000	0,58	0,79	0,690	0,03	0,000	0,62	0,76
	M4	0,511	0,09	0,884	0,34	0,68	0,466	0,06	0,494	0,35	0,58
	M5	0,664	0,08	0,028	0,50	0,83	0,451	0,06	0,321	0,33	0,57
	M6	0,538	0,09	0,611	0,35	0,72	0,426	0,05	0,138	0,32	0,53
	M7	0,657	0,09	0,035	0,49	0,83	0,401	0,06	0,046	0,29	0,51

M1: Nombre de 15 à 59 ans instruits // M2: Nombre de 15 à 59 ans instruits et occupés // M3: % de 15 à 59 ans instruits // M4: Nombre de 15-59 ans ayant le niveau primaire // M5 : Nombre de 15-59 ans ayant le niveau secondaire // M6 : Nombre de 15-59 ans ayant le niveau supérieur // M7 : indicateur synthétique prenant les 3 niveaux de scolarisation

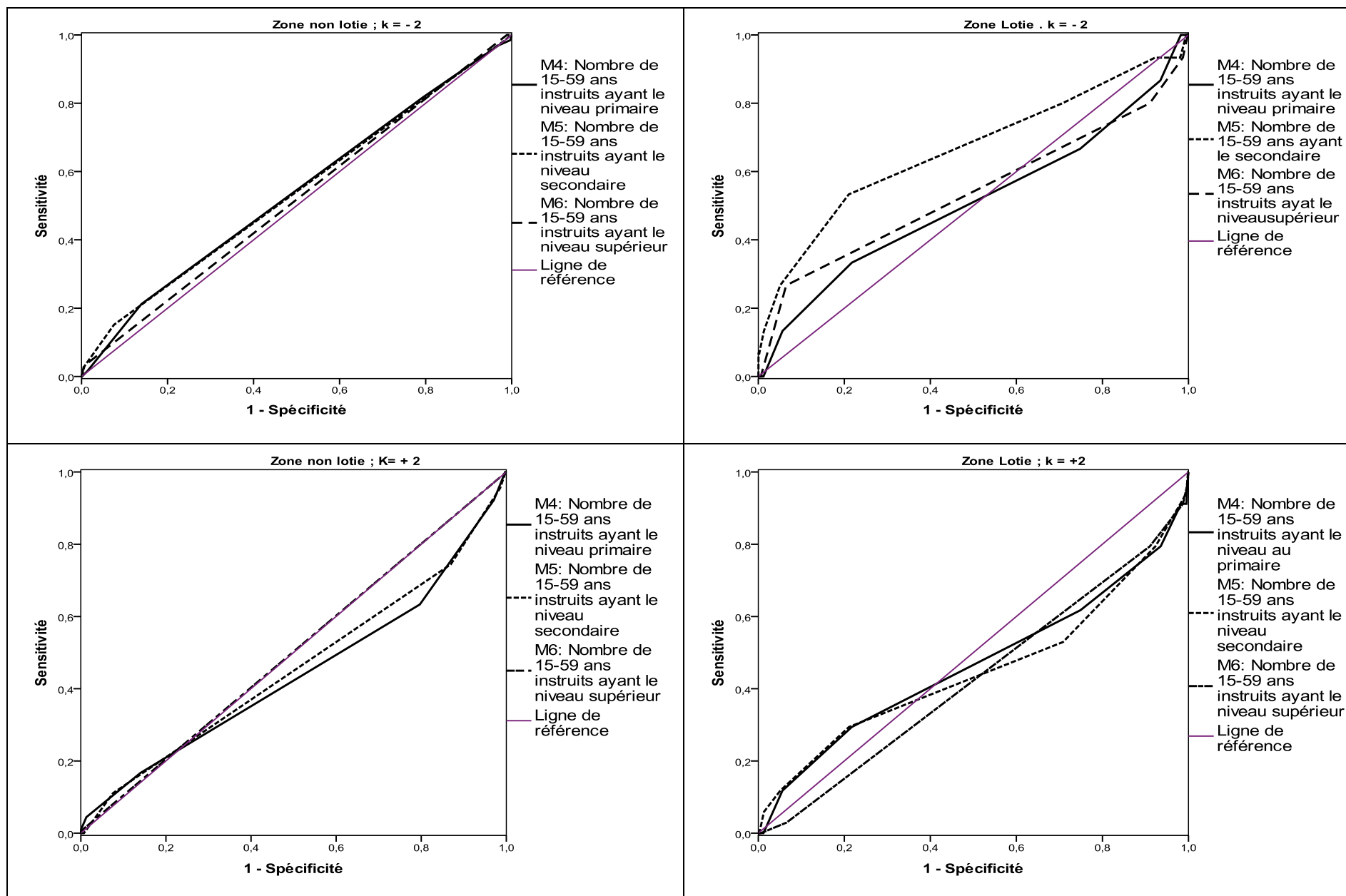
Source : Nos calculs à partir des données de l'OPO

Figure 1 : Les courbes ROC associées à M_1 , M_2 et M_3



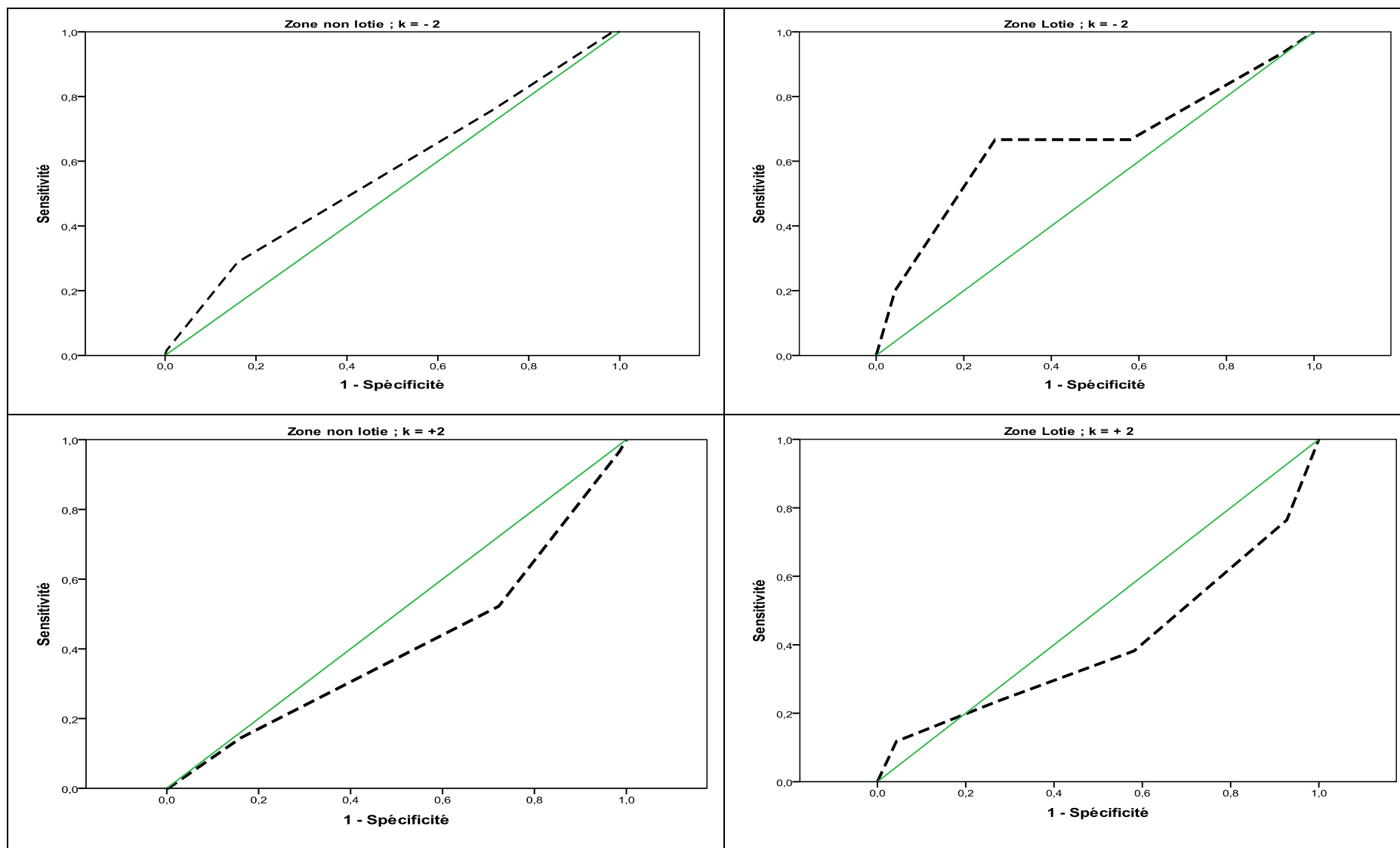
Source : Nos calculs à partir des données de l'OPO

Figure 2 : Les courbes ROC associées à M₄, M₅ et M₆



Source : Nos calculs à partir des données de l'OPO

Figure 3 : Les courbes ROC associées à M_7



Source : Nos calculs à partir des données de l'OPO

Ainsi, dans l'ensemble, le niveau moyen de la puissance des recoupements, même pour les meilleurs modèles, est assez inattendu. Plusieurs pistes peuvent être avancées comme raisons pour lesquelles l'évolution du capital éducatif des ménages ne s'est pas plus fortement traduite en variation du niveau de vie des ménages. Le contexte socioéconomique dans lequel vit une partie la population réduit considérablement les externalités attendues de l'instruction des adultes notamment sa valeur de promotion sociale. Le chômage, le sous-emploi, la hausse du coût de la vie et biens d'autres difficultés économiques structurelles constituent autant de facteurs qui contribuent à cet état de fait. Ainsi, la question de l'emploi reste le goulot d'étranglement à travers deux niveaux interdépendants : trouver en emploi grâce à son éducation d'une part et ensuite que cet emploi corresponde au maximum à celui auquel chaque diplômé peut objectivement espérer compte tenu de ses qualifications. Afin de maximiser le retour sur investissement social de l'éducation, il importe de procéder à une plus grande formalisation de l'économie d'une part et à une réflexion sur une réorganisation du système éducatif notamment pour améliorer sa qualité et son adaptation aux besoins nationaux (marché de travail) d'autre part. Cela peut passer par exemple par le renforcement des formations techniques qui permettent notamment aux diplômés d'avoir leurs propres activités économiques en tant « qu'indépendants ». Autrement dit, la priorité quasi absolue accordée jusqu'alors au secteur primaire ne doit pas occulter le besoin de rendre socialement et individuellement « utiles » les enseignements notamment les niveaux secondaire et supérieur.

Parallèlement, le fait que les deux zones soient dominées par une économie informelle où les revenus ne sont pas a priori proportionnels au niveau d'instruction de chacun constitue une autre distorsion de marché qui participe à la réduction du pouvoir prédictif de tous nos modèles.

Enfin, la nature de nos données combinée aux conséquences de la méthodologie que nous avons retenue dans l'estimation du niveau de vie des ménages n'est pas à occulter. Nous n'avons en effet pris en compte que le nombre de biens sans tenir compte de leur qualité et le risque de « saturation » qui rend la possession de tout bien une fonction de la taille du ménage. Du côté de la mesure du capital éducatif, nous n'avons pas non plus pris en compte le niveau d'instruction des adultes ; facteur sans doute non négligeable dans la capacité de chacun à participer à l'amélioration des conditions de vie du ménage auquel. Cependant, nous estimons que la limite induite par la non prise en compte du niveau d'instruction est réduite par le fait que le marché du travail est marqué par diverses distorsions comme nous l'avons noté plus haut.

Conclusion

La question traitée dans cet article est relative aux rendements sociaux de l'éducation des adultes dans un contexte péri-urbain en pleine mutation socioéconomique et démographique en empruntant une perspective différente de celles jusqu'alors utilisée pour réaliser ce type d'exercice. A l'aide de la courbe ROC, nous avons cherché à savoir si la variation du capital éducatif du ménage peut être utilisé pour retrouver le classement des ménages suivant la variation de leur niveau de vie d'une part et à déterminer la meilleure mesure du capital éducatif répondant à la question d'autre part.

Ce papier montre que la capacité de prévoir la variation du niveau de vie des ménages par la variation de leur capital éducatif est significative (non aléatoire) mais demeure globalement moyen surtout en milieu peu urbanisé. Le meilleur pouvoir prédictif a été obtenu avec le « nombre d'adultes instruits ». La prise en compte de l'exercice d'une activité économique n'apparaît que dans les quartiers urbanisés et pour saisir les hausses des conditions de vie. Plus surprenant, la prise en compte du capital éducatif des ménages par niveau d'instruction (seul ou combiné) montre que la variation du capital éducatif associé à ces mesures et celle des conditions de vie des ménages demeurent en grande partie deux phénomènes faiblement substituables. Plus précisément, prendre en compte le niveau d'instruction des membres des ménages n'apparaît pertinent que pour saisir la baisse des conditions de vie avec un poids très important du secondaire.

Toutefois, la distinction zone lotie/zone non lotie a permis de constater que plus le milieu est urbanisé, plus le capital éducatif des ménages tend à être discriminant des ménages en termes de variations de leurs conditions de vie. Mais, dans l'ensemble, notre analyse montre que dans des milieux marqués par une crise économique, et une faible relation entre instruction et exercice d'une activité économique au niveau individuel, certains facteurs socioéconomiques tendant à inhiber l'effet de l'éducation dans la variation du niveau de vie des ménages. La recherche d'une plus grande externalité de l'instruction des adultes doit passer par des réformes structurelles de la qualité de l'instruction formelle en elle-même (au profit du développement des enseignements professionnels et techniques par exemple) d'une part et par la mise en place de solutions permettant la valorisation des acquis éducatifs (comme par exemple la promotion de l'emploi des jeunes).

This work was supported by the Wellcome Trust (grant number WT081993MA)

Références bibliographiques

- Antoine Philippe (Eds.), 2007, *Les relations intergénérationnelles en Afrique. Approche Plurielle*, Les Collections du CEPED, Séries Rencontres, Paris, 255 p.
- Appleton Simon et Teal Francis, 2002, *Human Capital and Economic Development*, Working Paper Series 173, African Development Bank, 29p.
- Appleton Simon and Arsene Balihuta, 1996, "Education and agricultural productivity in Uganda", *Journal of International Development*, 8, 3, 415-444.
- Arestoff Florence et Sgard Jérôme, 2012, «Education, pauvreté, inégalités: quelles relations économiques ? », *CERISCOPE Pauvreté*, [en ligne], consulté le 07/12/2013, URL : <http://ceriscope.sciences-po.fr/pauvrete/content/part4/education-pauvrete-inegalites-queelles-relations-economiques>
- Arestoff Florence, 2001, « Taux de rendement de l'éducation sur le marché du travail d'un pays en développement. Une analyse micro-économétrique », *Revue économique*, 52 (3), pp. 705-715.
- Atasngana-Mébara J-M, Martin J-Y et Ta Ngoc C., 1984, *Education, Emploi et Salaire au Cameroun*, UNESCO-IIPE, Paris, 294 p.
- Barro Robert J. and Sala-i-Martin Xavier, 1995, *Economic Growth*, NY: McGraw-Hill, XVIII + 539p.
- Baulch Bob, 2002, *Poverty monitoring and targeting using ROC curves: examples from Vietnam*, IDS Working Paper 161, Sussex : Institute of Development Studies, 21p.
- Becker, Gary S., 1975, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, 2d ed. New York: Columbia University Press for NBER.
- Behrman Jere Richard and Wolfe Barbara L., 1983, "The socio-economic impact of schooling in a developing country", *Review of Economics and Statistics*, 66 (2), 296-303.
- Benhabib Jess and Spiegel Mark M., 1994, «The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data», *Journal of Monetary Economics*, 34:2, pp.143–174.
- Berry Albert, 1980, « Education, income, productivity, and urban poverty», in King T. (ed.), *Education and income: a background study for World Development Report*, *The World Bank Staff Working Paper no. 402*, Washington, D.C., The World Bank, pp. 153-230.
- Bigsten Arne, Collier Paul, Dercon Stefan, Fafchamps Marce, Gauthier Bernard, Gunning Jan Willem, Isaksson Anders, Oduro Abena, Oostendorp Remco, Pattillo Cathy, Soderbom Mans, Teal Francis and Zeufack Albert, 1997, *Rates of Return on Human and Non-*

- Human Capital in Africa's Manufacturing Sector: a Preliminary Assessment*, Centre for the Study of African Economies, University of Oxford, Oxford, 24p.
- Burkina Faso, 2000, *Plan décennal de développement de l'éducation de Base 2000/2009*, Ministère de l'Enseignement de Base et de l'Alphabétisation, Ouagadougou, 57p.
- Burkina Faso, 2004, *Cadre stratégique de lutte contre la pauvreté*, Ministère de l'Economie et du Développement, Ouagadougou, 131p.
- Caillods Françoise et Hallak Jacques, 2006, *Education et Documents de Stratégie pour la Réduction de la Pauvreté (DSRP) – Synthèse d'expériences*, Institut International de la Planification de l'Education, Paris, 174p.
- Colclough Christopher, 1980, *Primary Education and Economic Development: A Review of the Evidence*, World Bank Staff Working Paper, No. 399, Washington, D.C., The World Bank, 31p.
- Fusco Alessio, 2009, « Les mesures monétaires et directes de la pauvreté sont-elles substituables ? Investigations sur base de la courbe du ROC », *Recherches économiques de Louvain*, vol. 75, n° 3, pp. 369-396.
- Glewwe Paul, Maiga Eugénie and Zheng Haochi, 2007, *The Contribution of Education to Economic Growth in Sub-Saharan Africa: a Review of the Evidence*, disponible en ligne url: <http://faculty.apec.umn.edu/pglewwe/documents/Afredgrt3.pdf>, consulté le 12/12/2013
- Godfrey Martin, 1977, "Education, Training and Productivity: A Kenyan Case Study" *Comparative Education Review*, 21, pp. 29-36.
- Haddad Wadi D., Carnoy Martin, Rinaldi Rosemary and Regel Omporn, 1990, *Education and Development: Evidence for New Priorities*, World Bank Discussions Paper, no. 95, Washington D.C, The World Bank, 99p.
- Henaff Nolwen *et al.*, 2009, « Revisiter les relations entre pauvreté et éducation », *Revue Française de Socio-Économie*, 2009/1 n° 3, pp. 187-194.
- Hanushek Eric A., 2013, "Economic growth in developing countries: The role of human capital", *Economics of Education Review*, Volume 37, pp. 204-212.
- INSD, 2009a, *Mesure et cartographie de la pauvreté*, Recensement Général de la Population et de l'habitation de 2006, Institut National de la Statistique et de la Démographie (INSD), Ouagadougou, Burkina Faso, 95 p
- INSD, 2009b, *La croissance urbaine au Burkina Faso, Analyse des résultats définitifs du Recensement Général de la Population et de l'Habitation (RGPH) de 2006*, Institut

- National de la Statistique et de la Démographie (INSD), Ouagadougou, Burkina Faso, 199 p.
- Kaboré Samuel Tambi, 2004, « Qualité de la croissance économique et pauvreté dans les pays en développement : mesure et application au Burkina Faso », *Revue d'économie du développement*, 2/2004 (Vol. 18), p. 37-63.
- King Timothy (ed.), 1980, Education and Income: A Background Study for World Development Report, *The World Bank Staff Working Paper*, No. 402, Washington, D.C.: World Bank, VIII+315p.
- Kobiané Jean-François, 2004, «Habitat et biens d'équipement comme indicateurs de niveau de vie des ménages. Bilan méthodologique et application à l'analyse de la relation pauvreté/scolarisation », *Étude de la Population Africaine*, Vol. 19, Supplément A, pp. 265-282.
- Kobiané Jean-François, 2003, *Pauvreté, structures familiales et stratégies éducatives à Ouagadougou*, in : UERD; CICRED, Séminaire international sur "Stratégies éducatives, familles et dynamiques démographiques" tenu à Ouagadougou du 15 au 19 novembre 1999, Ouagadougou: Uerd; Cicred, 21 p.
- Komenan André G., 1987, *Éducation, expérience et salaires en Côte d'Ivoire: une analyse à partir de l'Enquête de Main d'Œuvre de 1984*, World Bank Discussions Paper, EDT99, Washington D.C, The World Bank, 67p.
- Krueger Alan B., & Lindahl Mikael, 2001, «Education for growth: Why and for whom? », *Journal of Economic Literature*, 39, 1101-1136.
- Lange Marie-France, 1991, « Systèmes scolaires et développement : discours et pratiques », *Politiques Africaines*, n° 43, pp. 105-121.
- Lewandowski Sophie, 2007, « La scolarisation, moyen de lutte contre la pauvreté ? Logiques d'experts et logiques paysannes gourmantché au Burkina Faso», *Cahiers de la recherche sur l'éducation et les savoirs*, 6 | 2007, pp. 301-321.
- Lockheed Marlaine E., Jamison Dean T. and Lau Lawrence J., 1980, «Farmer education and farm efficiency: a survey », *Economic Development and Cultural Change*, 29, 1, 37-76.
- Lucas Robert E., 1988, « On the mechanics of economic development », *Journal of Monetary Economics*, 22, pp. 3-42.
- Maddison Angus, 1989, *The world economy in the 20th century*, Paris: OECD Development Centre, 147p.
- Malam Maman Nafiou, 2013, «Capital humain et croissance économique : cas des pays membres de l'union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)», *Revue*

- économique et Monétaire*, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest, n° 14, pp. 30-53.
- Moussa Soufianou, Kobiané Jean-François, Soura Abdramane, 2013, *Evolution du niveau de vie des ménages en milieu péri urbain de Ouagadougou (Burkina Faso): analyses des inégalités des ménages face à la pauvreté*, Communication présentée au XVIe Colloque Nationale de Démographie (CUDEP) sur les Populations Vulnérables, 28-31 mai 2013, Aix-en-Provence, France, 22p
- Patrick George F. and Kehrberg Earl W., 1973, "Costs and Returns of Education in Five Agricultural Areas of Eastern Brazil", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 55, No. 2, pp. 145-153.
- Pritchett Lant, 2001, "Where has all the education gone?", *World Bank Economic Review*, 15(3), pp.367-391.
- Psacharopoulos George and Patrinos Harry Anthony, 2004, « Returns to investment on education: A further update », *Education Economics*, 12 (2), pp. 111-134.
- Psacharopoulos George, 1994, «Returns to Investment in Education: A Global Update», *World Development*, 22-9, pp. 1325-1343.
- Psacharopolous George and Woodhall Maureen, 1985, *Education for Development: An Analysis of Investment Choices*, New York: Oxford University Press, for the World Bank, 337p.
- Rosencweig Rosenzweig R., 2010, « Microeconomic approaches to development: Schooling, learning, and growth », *Journal of Economic Perspectives*, 24 (3), pp. 81-96.
- Rossier Clémentine, Soura Abdramane, Baya Banza, *et al.*, 2012, « The Ouagadougou Health and Demographic Surveillance System », *International Journal of Epidemiology*; 2012, 41 (3), pp. 658-666.
- Rossier Clémentine, Abdramane Soura, Lankoande Bruno, Millogo Roch, 2011, *Les quartiers d'habitation informels sont-ils des villages urbains?Le cas de la périphérie de Ouagadougou*, 6ème Conférence Africaine sur la Population de l'Union pour l'Etude de la Population Africaine, qui s'est tenue à Ouagadougou, au Burkina Faso, 5-9 Décembre 2011, 15 p.
- Schultz Theodore W., 1961, « Investment in human capital », *The American Economic Review*, vol. 51, n° 1, pp. 1-17.
- Schultz Theodore W., 1989, « Investing in people : schooling in low income countries », *Economic of Education Review*, vol. VIII, n° 3, pp. 219-223.

- Sianesi Barbara and Van Reenen Jonh, 2003, « The returns to education: Macroeconomics», *Journal of Economic Surveys*, 17(2), pp. 157-200.
- Temple Jonathan R.W., 2001, "Generalizations that aren't? Evidence on education and growth", *European Economic Review*, vol 45, pp.905-918.
- UNESCO, 2002, *Rapport mondial de suivi sur l'éducation pour tous-2002*, chapitre 1, 319p.
- UNESCO, 2008, *Poverty and education*, Education Policy Series n° 10, 28p.

Annexes

Annexe 1 : Profils des classes de niveaux de niveau

		Zone lotie				Zone non lotie			
		Bas	Moyen	Elevé	Total	Bas	Moyen	Elevé	Total
TV	0	100,0	77,8	25,2	83,9	100,0	77,8	25,2	83,9
	1	0,0	22,2	73,2	16,0	0,0	22,2	73,2	16,0
	2 ou +	0,0	0,0	1,6	0,1	0,0	0,0	1,6	0,1
Tél. Portable	0	34,9	1,8	0,5	17,9	34,9	1,8	0,5	17,9
	1	53,4	25,3	2,5	36,9	53,4	25,3	2,5	36,9
	2 ou +	11,7	72,9	97,0	45,2	11,7	72,9	97,0	45,2
Réfrigérateur	0	99,7	98,9	96,2	99,0	99,7	98,9	96,2	99,0
	1	0,3	0,9	2,7	0,8	0,3	0,9	2,7	0,8
	2 ou +	0,0	0,2	1,0	0,2	0,0	0,2	1,0	0,2
Bicyclette	0	34,0	10,6	7,4	21,8	34,0	10,6	7,4	21,8
	1	53,2	51,6	26,2	50,1	53,2	51,6	26,2	50,1
	2	12,6	30,6	37,9	22,4	12,6	30,6	37,9	22,4
	3 ou +	0,2	7,3	28,5	5,7	0,2	7,3	28,5	5,7
Moto	0	93,7	27,6	3,1	57,7	93,7	27,6	3,1	57,7
	1	6,3	69,7	54,0	37,3	6,3	69,7	54,0	37,3
	2 ou +	0,0	2,7	42,8	5,0	0,0	2,7	42,8	5,0
Lecteur Vidéo	0	97,3	93,2	80,3	94,0				
	1	2,6	6,6	18,7	5,8				
	2 ou +	0,1	0,3	1,0	0,2				
Véhicule	0	99,5	98,6	94,0	98,7				
	1	0,5	1,3	5,7	1,3				
	2 ou +	0,0	0,1	0,3	0,0				
Tél. fixe	0	99,8	99,7	98,8	99,6				
	1	0,2	0,2	1,2	0,3				
	2 ou +	0,0	0,2	0,0	0,1				

Annexe 2 : Statistiques descriptives sur les variantes de type « nombre » du capital éducatif par zone et par Round

	15-59 ans Instruits				15-59 ans Instruits et occupés			
	ZnL		ZL		ZnL		ZL	
	R1	R3	R1	R3	R1	R3	R1	R3
Moyenne	0,78	0,94	2,12	2,47	0,45	0,59	1,02	1,27
Ecart-type	0,92	1,02	1,98	2,03	0,64	0,74	1,14	1,28
Médiane	1,00	1,00	2,00	2,00	0,00	0,00	1,00	1,00
Mode	0,00	0,00	0,00	2,00	0,00	0,00	0,00	1,00
Minimum	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Maximum	8,00	8,00	15,00	16,00	4,00	6,00	9,00	15,00
Total (n)	8409	8409	6271	6271	8409	8409	6271	6271

Taille moyenne des ménages : ZNL 3,9 en R1 et 4,1 en R3 ; ZL : 6,5 en R1 et 6,2 en R3.

Annexe 3 : Distribution des variantes de type « nombre » du capital éducatif par zone et par Round

	15-59 ans Instruits				15-59 ans Instruits et occupés			
	ZnL		ZL		ZnL		ZL	
	R1	R3	R1	R3	R1	R3	R1	R3
0	47,8	40,6	26,5	17,5	62,5	54,0	41,2	31,9
1	32,7	34,4	16,7	17,9	30,5	34,5	30,6	32,0
2	15,2	18,2	21,4	22,7	6,4	10,1	18,6	21,9
3 ou +	4,3	6,8	35,4	41,9	0,6	1,4	9,6	14,2
Total (%)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Total (n)	8409	8409	6271	6271	8409	8409	6271	6271

Annexe 4 : Distribution de la proportion des 15-59 ans dans les ménages par zone et par Round

	15-59 ans Instruits			
	ZnL		ZL	
	R1	R3	R1	R3
0%	47,8	40,6	26,5	17,5
]0 - 25%]	17,9	20,8	17,4	15,0
]26 - 50%]	20,9	24,0	34,0	36,6
]50 - 75%]	4,9	6,2	15,0	20,2
>75%	8,5	8,5	7,1	10,7
Total (%)	100	100	100	100
Total (n)	8409	8409	6271	6271

