

Dépenses des ménages, développement humain et pauvreté au Burkina Faso : substitution ou complémentarité ? Le cas de l'éducation

par

Jean-Pierre Lachaud, Professeur
Directeur du Centre d'économie du développement
Université Montesquieu-Bordeaux IV - France

Résumé

En prenant l'exemple de l'éducation, l'étude propose des tests économétriques visant à examiner si les divergences théoriques entre l'espace des «capacités» et celui de l'«utilité» ont, dans la pratique, une quelconque importance. Fondée sur l'enquête prioritaire du Burkina Faso de 1994-95, l'analyse empirique aboutit à trois conclusions. En premier lieu, une mesure de la pauvreté en termes de dépenses monétaires des ménages a, *dans une certaine mesure*, la capacité de capturer des dimensions essentielles du bien-être suggérées par l'approche des droits, en particulier l'accès à des niveaux d'éducation appropriés. En deuxième lieu, les tests empiriques tendent, néanmoins, à supporter l'idée – et l'argumentation théorique – que la coexistence des deux «espaces» introduit une information additionnelle indispensable en termes d'évaluation de la pauvreté et de promotion du développement humain. Trois effets principaux expliquent cette conclusion : (i) *un effet de niveau* – la sensibilité de l'accès aux capacités est fonction du *niveau* des dépenses des ménages ; (ii) *un effet de structure* – la relation entre le niveau de vie des ménages et l'accès aux capacités est complexifiée par l'hétérogénéité des milieux et des institutions sociales; (iii) *un effet d'éviction* – par exemple, le nonaccès *relatif* des filles à l'instruction ou à la nutrition adéquate croît avec les dépenses par tête des ménages, surtout dans le secteur rural. Par conséquent, si la disponibilité croissante des ressources monétaires des ménages est un déterminant majeur du développement humain, les approches des capacités et de l'utilité sont plus complémentaires qu'opposées, et il serait probablement économiquement et socialement inefficace de vouloir substituer totalement l'une à l'autre.

Abstract : Household expenditures, human development and poverty in Burkina Faso : substitution or complementarity? The case of education

By using the example of the education, the study proposes econometric tests for examining whether the theoretical divergences between the space of «capabilities» and that of the «utility» have, in practice, some importance. Based on the household survey of Burkina Faso carried out by 1994-95, the empirical analysis arrives at three conclusions. Firstly, a measure of poverty based on the monetary expenditures has, *to a certain extent*, the capacity to capture important dimensions of the wellbeing suggested by the approach of the rights, in particular, access to adapted educational and health levels, and to adequate conditions of housing and sanitary environment. Secondly, the empirical tests tend, nevertheless, to support the idea – and the theoretical argumentation – that the coexistence of two «spaces» introduces essential additional information in terms of evaluation of poverty and promotion of human development. Three principal effects explain this conclusion: (i) *an effect of level* – the sensibility of the access to capabilities is related to the level of household expenditures ; (ii) *an effect of structure* – the relation between the standard of living of the households and the access to the capabilities is complicated by the heterogeneity of the rural and urban sectors, and the social institutions; (iii) *an effect of eviction* – for example, the relative non-access of girls to education or to an adequate nutrition grows with the per capita depenses, especially in the rural sector. Consequently, if the increasing availability of the monetary resources of the households are a major determinant of human development, the approaches of the capabilities and utility are more complementary than opposed, and it would be probably economically and socially ineffective to want to completely substitute one for the other.

Sommaire

1.	Introduction	1
2.	Théories, concepts et méthode	2
1.	«Espaces» de l'utilité et des capacités	2
A.	L'«espace» de l'utilité	2
B.	L'«espace» des capacités	4
C.	Utilité ou capacités ?	4
2.	Sources statistiques et choix conceptuels	5
A.	Dépenses, seuil de pauvreté monétaire et bien-être individuel	6
B.	L'accès à l'éducation	6
3.	Modélisation et options économétriques	8
3.	L'évidence empirique	12
1.	Dépenses des ménages et accès à l'éducation : relation de substitution	12
2.	Dépenses des ménages et accès à l'éducation : relation de complémentarité	15
A.	Effet de niveau	15
B.	Effet de structure	18
C.	Effet d'éviction	19
4.	Conclusion	22
	Références bibliographiques	24
	Annexe	27

1. Introduction

La question de la pauvreté suscite un intérêt croissant parmi les analystes du développement, l'un des critères d'appréciation de ce dernier – de plus en plus évoqué – étant l'évaluation quant à la capacité des individus ou des ménages d'acquiescer un niveau de vie correspondant à un minimum acceptable par les normes de la société¹. Mais, paradoxalement, la diversité et la richesse des approches de la pauvreté – dénuement matériel, biologique ou social –, n'ont que peu atténué les difficultés auxquelles se heurte l'analyse². En particulier, le choix de la dimension par laquelle la pauvreté doit être appréhendée fait l'objet d'un débat théorique, impliquant une conceptualisation du bien-être et, nécessairement, des approches empiriques différentes.

En effet, deux options majeures semblent constituer le cadre actuel de mesure de la pauvreté. D'un côté, l'approche de l'utilité stipule qu'il existe des fondements théoriques suffisants pour considérer que les dépenses des ménages sont une bonne approximation du bien-être pour l'analyse de la pauvreté – l'utilité n'étant jamais observable directement³. Dans ces conditions, les dépenses ou les revenus des ménages constituant des instruments de réalisation du bien-être, il est possible d'assimiler l'insuffisance des ressources à la pauvreté, cette dernière reflétant à la fois la faiblesse quantitative et la précarité des rendements des actifs physiques, humains, sociaux et naturels. D'un autre côté, la pauvreté peut être considérée comme une privation de droits, une situation à l'origine d'un manque de capacités fonctionnelles élémentaires pour atteindre certains minima acceptables, le bien-être étant fonction à la fois de la disponibilité des biens matériels et de l'élargissement des possibilités des choix⁴. A cet égard, les «fonctionnements» – être bien nourri, en bonne santé, etc.–, étant des éléments constitutifs du bien-être, les «facultés» ou «capacités»⁵ reflètent la liberté de poursuivre ces derniers, et peuvent même avoir un rôle direct dans le bien-être, puisque choisir et décider font également partie de la vie. Par conséquent, non seulement la disponibilité des ressources n'assure pas la liberté, mais également, dans l'espace des dépenses, définir la pauvreté par rapport à l'insuffisance des ressources semble hasardeux, les seuils de revenus adéquats des individus étant ceux qui permettent de générer des niveaux minima de capacités fonctionnelles⁶.

Dès lors, doit-on substituer le concept de capacités à celui d'utilité, ou le premier introduit-il seulement une information additionnelle lors de l'évaluation de la pauvreté monétaire⁷ ? Apporter une réponse définitive à cette question est difficile. Sur un plan théorique, élucider les avantages et les inconvénients quant à l'adoption de l'une ou l'autre de ces options analytiques pour mesurer la pauvreté est une tâche complexe. Au niveau empirique, les données disponibles demeurent la plupart du temps insuffisantes. Malgré tout, cette discussion théorique a d'importantes implications pratiques, illustrées par les options empiriques différenciées des institutions de Bretton Woods et des Nations unies⁸, qui recourent en grande partie la distinction entre les indicateurs monétaires et non monétaires de la

¹ En réalité, la question de la pauvreté suscite un renouveau d'intérêt dès les années 1970 – Chenery, Ahluwalia, Bell, Dulong, Jolly [1974] –, bien que la question soit surtout évoquée depuis la fin des années 1980 – Ravallion [1996].

² Voir par exemple, Kanbur, Squire [1999], Lachaud [1999a], [2000].

³ Si tous les individus ont la même fonction d'utilité – c'est-à-dire partagent les mêmes préférences – et font face aux mêmes prix – explicites ou implicites –, le classement des dépenses sera le même que celui des utilités. Cet argument est lié à deux éléments : (i) l'hypothèse de maximisation de l'utilité des individus ; (ii) les principaux éléments de la fonction de bien-être sont les biens consommés.

⁴ Pnud [1997].

⁵ «Capacités» est le mot anglo-saxon utilisé par Sen [1985], [1992]. Dans cette étude, le mot «capacités» sera utilisé pour celui de «capacités».

⁶ Sen [1992].

⁷ Ravallion [1998]. D'ailleurs, si Sen suggère une supériorité de la méthode directe, comparativement à celle – indirecte – du revenu ou de la dépense, il indique aussi que cette dernière peut être un «second best» lorsque les informations sur les besoins essentiels ne sont pas disponibles.

⁸ L'aspect monétaire de la pauvreté et la notion d'actifs dominant à la Banque mondiale – Banque mondiale [2000] –, tandis que l'orientation majeure du Programme des Nations unies pour le développement fait référence à la pauvreté humaine – Pnud [2000].

pauvreté⁹. Dans ces conditions, une voie de recherche fructueuse pourrait recourir à des tests empiriques – compte tenu des contraintes informationnelles –, tentant d’explicitier si les divergences *théoriques* précédemment indiquées ont, *en fait*, une quelconque importance. En d’autres termes, il s’agit d’examiner si une mesure de la pauvreté fondée sur les dépenses monétaires des ménages, a la capacité de capturer des dimensions essentielles du bien-être suggérées par l’approche des droits¹⁰. En effet, si les dépenses des ménages apparaissent constituer une bonne représentation des capacités, l’appréhension de la pauvreté et l’élaboration des politiques en direction des plus défavorisés peuvent être facilitées. Par contre, si les deux options analytiques identifient, dans la pratique, des phénomènes distincts, la réduction de la pauvreté appelle des programmes d’action plus différenciés quant à la mobilisation potentielle des actifs des individus ou des ménages. Nécessairement, un tel exercice se heurte à deux difficultés : l’impossibilité de prendre en compte l’ensemble des droits – économiques, sociaux, politiques, civils, culturels – et des interactions entre ces derniers – par exemple, une meilleure santé améliore la productivité du travail¹¹.

La présente étude s’inscrit dans cette perspective en s’appuyant sur le cas de l’éducation¹². A l’aide des informations de l’enquête prioritaire du Burkina Faso de 1994-95, elle propose d’appréhender les relations entre les dépenses et une dimension non monétaire du bien-être des ménages, l’accès à l’instruction. La deuxième section explicite quelques aspects théoriques, conceptuels et méthodologiques. La troisième section présente l’évidence empirique fondée sur une analyse économétrique unidimensionnelle de la relation entre, d’une part, les dépenses des ménages, et, d’autre part, l’accès à l’éducation.

2. *Théories, concepts et méthode*

1. «Espaces» de l’utilité et des capacités

Elucider les avantages et les inconvénients des «espaces» de l’utilité et des capacités quant à la conceptualisation du bien-être et de la pauvreté est une tâche complexe. Quelques éléments d’analyse permettent de fixer les idées.

A. L’«espace» de l’utilité

Dans l’espace de l’utilité, l’approche économique habituelle du bien-être est fondée sur une fonction d’utilité, définie par rapport à des consommations de biens et de services, et susceptible de reproduire les préférences des individus pour des ensembles alternatifs de consommations. L’utilité n’étant jamais observable directement, il importe de trouver une contre-partie qui puisse être réellement appréhendée¹³.

⁹ Il est à remarquer que la distinction entre les indicateurs monétaires et non monétaires ne recoupe pas nécessairement les deux options théoriques. Par exemple, le revenu peut être considéré *en lui-même* comme l’objectif de bien-être, ou il peut être une bonne approximation des variables que l’on ne peut observer.

¹⁰ En général, une approche en termes de quintiles des dépenses – ou autre découpage de la distribution – met en évidence une association positive entre la précarité des niveaux d’éducation, de santé, etc. et la faiblesse des ressources monétaires des ménages. Toutefois, une analyse plus précise des relations est plus rare. Quelques études récentes doivent cependant être mentionnées : Ruggieri Laderchi [1997]; Appleton, Song [1999].

¹¹ Voir par exemple les orientations proposées par Schultz [1997] – en particulier, l’endogénéisation de la variable liée à la santé dans la fonction de gains.

¹² Cette étude tirée d’une recherche plus vaste englobant en même temps la santé, l’habitat et l’environnement sanitaire, d’une part, et examinant la capacité de prédiction en termes de pauvreté monétaire d’une approche micro-multidimensionnelle de la pauvreté non monétaire, d’autre part. Lachaud [2000b].

¹³ Par exemple, supposons un ménage identifié par un vecteur de caractéristiques K et un vecteur de quantités de biens consommés B , et admettons que ses préférences par rapport à tous les ensembles des consommations accessibles soient représentées par la fonction d’utilité : $U = U(B, K)$

Dans ce contexte, la littérature courante stipule qu'il existe des fondements théoriques suffisants pour considérer que les dépenses constituent une bonne approximation du bien-être. Effectivement, la fonction de dépenses du consommateur, notée $D = D(P, K, U)$, représente le coût minimum pour un ménage ayant des caractéristiques K d'accéder à un niveau d'utilité U , compte tenu d'un vecteur de prix P ¹⁴.

En fait, ce modèle de base peut être enrichi, non seulement pour illustrer les enseignements de l'approche de l'utilité, mais également pour mettre en évidence les relations entre les dépenses des ménages et le développement humain¹⁵. Supposons un ménage – en même temps producteur –, composé d'un seul individu, qui maximise la fonction d'utilité : $U = U(H, S, L, Z, X)$, où : H est la santé, S la scolarisation, L l'offre de travail, Z les biens pouvant constituer un input pour la santé – par exemple, la nourriture –, et X l'ensemble des autres biens et services. La maximisation de U sous diverses contraintes – fonctions de production de santé, fonction de gains, fonction de production de biens commercialisables du ménage, budget et temps¹⁶ –, génère un ensemble de fonctions de demandes réduites pour la santé, l'éducation et les divers biens spécifiées par [1].

$$H, S, X, Z = f(P_s, P_z, P_q, d, A, T, U_h, U_w, U_q, V_h, V_w, V_q, Y) \quad [1]$$

La relation [1] peut constituer un cadre d'analyse utile. Par exemple, sous certaines hypothèses¹⁷, un accroissement exogène du revenu, représenté par la variable Y – en général, la consommation et le revenu sont endogènement déterminés –, a probablement pour effet de rehausser la demande de santé et de scolarisation des enfants. Toutefois, cette forme fonctionnelle n'est pas en mesure de préciser les diverses interactions quant aux effets des dépenses ou des revenus¹⁸, bien que certains effets d'endogénéisation de la santé et de l'éducation puissent être suggérés¹⁹. Par ailleurs, la robustesse de cette conceptualisation du bien-être se heurte à plusieurs limites couramment formulées²⁰ : (i) les choix et le bien-être des individus peuvent englober des considérations et des objectifs dépassant le seul bien-être personnel, pour des raisons d'environnement familial ou social – adoption des valeurs d'autrui –, de sympathie – non indépendance des fonctions d'utilité – et d'engagement – choix en fonction de considérations éthiques sans que cela rehausse le niveau d'utilité escompté ; (ii) la non indépendance des fonctions d'utilité altère la capacité des comportements de marché à révéler la satisfaction ou le bien-être, consécutivement aux choix réalisés ; (iii) les perceptions des individus peuvent être influencées par des facteurs externes ou être contingentes.

¹⁴ En fait, $D = D(P, K, U)$, représente la dépense totale de consommation $D=P.B$ du ménage qui maximise sa satisfaction. En d'autres termes, [1] est la fonction objectif à maximiser, c'est-à-dire la minimisation de la dépense totale sous la contrainte d'un certain niveau d'utilité.

¹⁵ La présentation s'inspire de Singh, Squire, Strauss [1986], Pitt, Rosenzweig [1986], Appleton, Song [1999].

¹⁶ La fonction de production de santé est : $H=H(Z, L_h, d, U_h, V_h)$, où : L_h = temps consacré à la santé, d =caractéristiques observables des membres du ménage (âge, etc.), U_h = caractéristiques appropriées de la communauté (infrastructures sanitaires, etc.), V_h = caractéristiques non observables des ménages. La fonction de gains est : $W=W(d, U_w, V_w)$, où : U_w = caractéristiques appropriées de la communauté affectant la demande de travail, et V_w = caractéristiques non observables des ménages (habileté, etc.). La fonction de production du bien commercialisable Z est : $Q_x=Q(L_q, L_o, A, d, U_q, V_q)$, où : L_q = main-d'oeuvre du ménage allouée à la production, L_o = travail extérieur, A =actifs productifs du ménage, U_q = déterminants de la productivité au niveau de la communauté (le temps), et V_q = déterminants non observables de la productivité au niveau des ménages (qualité du sol). La contrainte budgétaire peut s'écrire : $P_z.Z + P_s.S + X = W.L_w + P_q.Q - W_o.L_o + Y$, où : W_o = salaires des individus employés, P_j prix des biens j ($j=z,s,q$), Y =revenu de transferts. Enfin, la contrainte de temps est : $T=L_h + L_w + L_q + L_l + S$, où L_l étant le temps allouée aux loisirs.

¹⁷ L'éducation et la santé des enfants ne sont pas appréhendées seulement comme des investissements productifs, et il y a absence de séparation entre la production et la consommation du ménage.

¹⁸ Par exemple, les effets de revenu peuvent subsister même lorsque l'éducation et la santé sont des biens collectifs. De même, la santé est influencée par d'autres éléments que les infrastructures sanitaires – par exemple, la nourriture qui, elle, a un coût.

¹⁹ Ainsi, la relation entre le revenu et le développement humain peut résulter de l'effet de ce dernier sur les gains par l'intermédiaire de d , de même que des effets du revenu sur la demande d'éducation et de santé.

²⁰ Ruggeri-Laderchi [1997].

B. L'«espace» des capacités

Ces considérations expliquent les approches du bien-être fondées sur les droits, susceptibles de fournir des informations sur des dimensions fondamentales pour les individus, laissées de côté par le concept d'utilité²¹. A cet égard, l'approche des capacités de Sen concerne les droits positifs des individus, et tente, à l'aide du concept de «fonctionnements», de transposer ces droits dans un espace plus aisément mesurable. L'argumentation de Sen est que les consommateurs désirent les biens pour leur valeur *instrumentale*, et non pour leur *utilité directe*. Ainsi, dans la mesure où les biens peuvent être représentés comme des blocs de «caractéristiques» ou d'«attributs», il est concevable d'exprimer les comportements individuels en termes d'exécution d'une fonction de production spécifique, permettant de transformer les caractéristiques incorporées dans les biens en satisfaction des besoins – «fonctionnements» –, processus déterminant les potentialités d'action des individus. Evidemment, les réalisations d'un individu par rapport aux «fonctionnements» peuvent procurer une certaine satisfaction, c'est-à-dire une utilité. Par conséquent, cette conceptualisation implique que l'utilité n'est pas une variable objectif, mais le sous-produit d'un processus. L'option analytique du Rapport mondial sur le développement humain 2000 du Programme des nations unies pour le développement s'inscrit dans cette perspective²².

Il est à remarquer que cette approche de la pauvreté en termes de «facultés», contestant l'idée que la ligne de pauvreté puisse être représentée par un point de la fonction de dépenses des consommateurs, a d'importantes conséquences au niveau empirique. En effet, contrairement aux mesures de la pauvreté en termes de biens premiers, de ressources ou de revenus réels, l'insuffisance des facultés élémentaires nécessaires pour atteindre certains minima acceptables d'un ensemble de besoins de base, peut être, en principe, *directement* appréhendée. A cet égard, chaque individu ou ménage est caractérisé par un ensemble d'attributs – être nourri, logé, éduqué, soigné, etc. –, et la pauvreté est spécifiée dans une perspective multidimensionnelle, indépendamment de toute référence à des hypothèses spécifiques – plus ou moins vérifiées – liées au comportement de consommation²³.

Ainsi, cette option analytique suggère une supériorité de la méthode directe, comparativement à celle – indirecte – du revenu ou des dépenses, cette dernière n'étant qu'un «second best» lorsque les informations sur les besoins essentiels ne sont pas disponibles²⁴.

C. Utilité ou capacités ?

L'opportunité d'une approche en termes droits conduit-elle à l'abandon des mesures de la pauvreté monétaire, sous-tendant une conception trop étroite du bien-être, en faveur d'indicateurs non monétaires ? Plusieurs éléments de réponse semblent affaiblir la portée d'une telle perspective. Premièrement, sur un plan théorique, il a été suggéré que le concept de «capacités» – niveau intermédiaire entre l'utilité et les biens consommés – ne se substitue pas à celui d'«utilité» en tant qu'indicateur de bien-être individuel, mais introduit une information supplémentaire lors de l'évaluation de la pauvreté. En effet, comme le suggère Ravallion, il est possible de revenir aux fonctions d'utilité et de demande, en combinant les fonctions d'utilité et de capacité²⁵.

²¹ Pnud [2000].

²² Pnud [2000]. «Les droits de l'homme ont une valeur intrinsèque: ils sont une fin en soi, mais ils ont aussi une valeur instrumentale. Il existe des liens de cause à effet entre la réalisation d'un droit et celle d'un autre droit...[Le droit à l'alimentation, à la liberté d'expression, à l'instruction...] accroît directement les libertés et le développement humain...Un développement humain qui crée des capacités, par exemple celle de pouvoir s'instruire, a lui aussi une valeur intrinsèque. Cependant, l'instruction a aussi une valeur instrumentale, car c'est un moyen de créer d'autres capacités, comme celle d'être en bonne santé». Un individu peut être heureux de survivre si son évaluation de la réalité est ce qui lui semble raisonnable d'escompter.

²³ Par exemple, on peut supposer qu'un ménage, caractérisé par un vecteur de capacités C, dépendant, comme précédemment, de la quantité de biens consommés par le ménage, B, et des caractéristiques K de ce dernier, ait une «fonction de capacités» indiquée par la relation : $C = C(B, K)$.

²⁴ Sen [1981].

²⁵ Soit : $U = W[C(B, K)]$, avec les notations précédentes.

De ce fait, l'utilité demeure l'indicateur de bien-être, les capacités des individus étant *implicites* à la demande de biens. L'exemple de la détermination des lignes de pauvreté par la méthode du coût des besoins de base pourrait conforter une telle argumentation. En effet, l'ancrage nutritionnel des lignes de pauvreté fait référence à des niveaux normatifs d'activité, fonction des quantités de biens consommés et des caractéristiques des individus, qui correspondent aux capacités et impliquent un certain niveau d'utilité – dont l'évaluation n'est pas indispensable.

Deuxièmement, dans l'optique d'une analyse de la pauvreté en termes de capacités – représentant un déplacement de la *consommation individuelle de biens* vers le *fonctionnement individuel* –, il importe de souligner deux limites majeures inhérentes aux données des investigations sur le niveau de vie des ménages, en Afrique, en général, et au Burkina Faso, en particulier²⁶. D'une part, les informations qualitatives sur la consommation alimentaire – notamment, le nombre de repas contigus des membres du ménage au cours d'une période donnée – ou non alimentaire – par exemple, le nombre de vêtements traditionnels acquis par des membres du ménage par unité de temps – sont relativement rares. Dans la plupart des cas, ces investigations poursuivent principalement un objectif d'évaluation de la consommation monétaire. Ajoutons, que les investigations empiriques disponibles fournissent rarement des informations sur plusieurs indicateurs simultanément – par exemple, la nutrition des adultes, l'éducation et les capacités cognitives –, et que des problèmes de différentiel de goûts et d'agrégation handicapent l'évaluation des «fonctionnements». D'autre part, les éléments quantitatifs disponibles ne permettent de déterminer que les «fonctionnements» observés reliés au niveau de *bien-être effectif*, alors que l'espace des capacités, englobant les combinaisons de fonctionnements, se réfère à la liberté de réaliser le bien-être²⁷. En d'autres termes, alors que l'approche en termes de capacités permettrait de tenir compte de la liberté de choisir entre différentes combinaisons de fonctionnements²⁸, les contraintes pratiques limitent l'analyse à l'examen de l'ensemble des fonctionnements réalisés et choisis. Néanmoins, cette difficulté est plus un problème lorsque l'espace des capacités est utilisé pour examiner les opportunités de choix que pour l'évaluation d'un niveau de bien-être atteint.

En fait, soulignons que le choix d'un «espace» implique également des décisions quant à la sélection des variables susceptibles de représenter une approximation de ce qui prévaut dans cet «espace». De ce point de vue, les indicateurs inhérents à la conception utilitariste du bien-être font aussi l'objet d'importantes critiques, en grande partie fondées, susceptibles de relativiser considérablement la véracité des approches monétaires de la pauvreté²⁹. Dans ces conditions, au niveau empirique, certains auteurs suggèrent que la crédibilité d'une analyse des états sociaux pourrait recourir à une approche multidimensionnelle à l'aide d'un ensemble d'indicateurs³⁰.

2. Sources statistiques et choix conceptuels

L'un des aspects de la présente recherche est d'explicitier les relations qui prévalent entre les dépenses ou la pauvreté des ménages, d'une part, et un indicateur non monétaire – accès à l'éducation

²⁶ Voir Lachaud [1999a] pour une présentation des différentes enquêtes en Afrique.

²⁷ Sen [1992] note bien que la «capability» est définie en termes des mêmes variables que les fonctionnements. Dans l'espace des éléments constitutifs de la vie, il n'y a pas de différence entre la considération des fonctionnements ou des capacités. Une combinaison de fonctionnements est un point de cet espace, alors que la «capability» est un ensemble de tels points.

²⁸ Mais les capacités ne sont pas directement observables.

²⁹ Validité statistique incertaine des indicateurs de revenus ou des dépenses, problème des indices de prix régionaux, difficulté de passage du bien-être du ménage au bien-être individuel, hypothèse de rationalité des dépenses, insuffisance de l'analyse de dominance, etc. Voir Lachaud [1999a], [2000].

³⁰ En particulier, il pourrait être opportun d'axer l'analyse autour de quatre séries d'indicateurs, chacun ayant un rôle bien défini : (i) une mesure de la pauvreté monétaire, fondée sur les dépenses réelles par tête et couvrant tous les biens et services commercialisés ou provenant de sources hors marché ; (ii) des indicateurs d'accès à des biens non marchands pour lesquels des prix significatifs ne peuvent être attribués, tels que l'éducation ou la santé ; (iii) des indicateurs de disparités selon le genre ou la nutrition des enfants, et des indicateurs de distribution au sein des ménages ; (iv) des indicateurs relatifs à des caractéristiques personnelles agissant en tant que contraintes pour surmonter la pauvreté, par exemple le handicap physique. Ravallion [1996].

–, susceptible de représenter les capacités des individus ou des ménages, d’autre part. A cet égard, la principale source d’information utilisée provient de l’exploitation de la base de données de l’enquête prioritaire nationale, réalisée par l’Institut national de la statistique et de la démographie du Burkina Faso, entre octobre 1994 et janvier 1995, effectuée auprès de 8 700 ménages³¹.

A. *Dépenses, seuil de pauvreté monétaire et bien-être individuel*

Une analyse préliminaire des informations de l’enquête prioritaire avait été réalisée au cours de l’année 1995³², tandis qu’une recherche plus approfondie s’est efforcée d’explorer les relations entre la pauvreté, la vulnérabilité et la participation aux marchés du travail³³. A cet égard, les études précédemment citées ont eu à opérer préalablement des choix méthodologiques afin d’appréhender la configuration de la pauvreté. Dans le contexte de la présente étude, deux éléments d’analyse doivent être notés³⁴. Tout d’abord, la mesure du bien-être fait référence aux dépenses totales de consommation, ces dernières étant la somme de toutes les dépenses monétaires du ménage, de la consommation inhérente à la production du ménage, et de la valeur imputée des services provenant du logement³⁵. Par ailleurs, deux ajustements ont été réalisés. D’une part, les dépenses de consommation ont été évaluées sur une base per capita. D’autre part, elles ont été déflatées par un indice du coût de la vie qui prend en compte la variabilité des prix selon les régions et dans le temps, l’enquête s’étant déroulée d’octobre 1994 à janvier 1995. De ce fait, le niveau de vie est exprimé par les dépenses réelles par tête aux prix d’octobre 1994, la référence étant la capitale³⁶. Ensuite, la détermination de la ligne de pauvreté fait référence à un seuil de 41 099 F.Cfa par personne et par année³⁷. A cet égard, ce seuil absolu a été déterminé par rapport à une norme de besoins journaliers en calories, auxquels une part de dépenses non alimentaires a été ajoutée³⁸.

B. *L’accès à l’éducation*

La recherche fait référence à plusieurs indicateurs de l’accès à l’éducation, chacun d’entre eux ayant la capacité de mettre en évidence un aspect particulier de la mobilisation de cet actif.

³¹ En fait, les fichiers disponibles comportent 8 642 ménages. Institut national de la statistique et de la démographie [1996]. Cette investigation statistique comporte quelques incertitudes statistiques et méthodologiques. Voir sur ce point, Lachaud [1997b]. Les informations utilisées proviennent uniquement du questionnaire relatif aux ménages, ce dernier comprenant les informations suivantes : renseignements sur le chef de ménage, composition démographique du ménage, santé, éducation – 6 ans et plus –, emploi – principal, secondaire et précédent pour les personnes âgées de 10 ans et plus –, logement et confort, bétail et exploitation agricole, entreprises et activités non agricoles, accès aux services de base – école primaire et secondaire, centre de santé et marché –, dépenses, revenus et avoirs du ménage.

³² Institut national de la statistique et de la démographie [1996a], [1996b].

³³ Lachaud [1997b].

³⁴ La présentation de l’approche micro-multidimensionnelle de la pauvreté non monétaire figure dans la quatrième section.

³⁵ La valeur imputée à la propriété des biens durables n’est pas intégrée. Par ailleurs, les dépenses relatives à la santé et à l’éducation sont prises en compte. Institut national de la statistique et de la démographie [1996a], [1996b].

³⁶ Une analyse des conséquences d’échelles d’équivalence différentes est contenue dans Lachaud [2000a].

³⁷ L’étude de Lachaud [1997b] a pris en compte la ligne de pauvreté, acceptée politiquement, et contenue dans le profil de pauvreté – Institut national de la statistique et de la démographie [1996b]. Le seuil d’extrême pauvreté de 31 749 F.Cfa par personne et par année n’est pas pris en compte.

³⁸ Les besoins journaliers d’un adulte ont été estimés à 2 283 calories – moyenne des besoins en calories pondérés par la population de 15-65 ans. Cette norme, convertie en quantités de nutriments, notamment le sorgho et le mil, a ensuite été valorisée aux prix d’octobre 1994. Par ailleurs, l’observation des données a permis de considérer que les dépenses non alimentaires s’élevaient à 47 pour cent des dépenses totales. Toutefois, s’agissant du seuil d’extrême pauvreté, un taux de proportionnalité de 0,46 entre les dépenses non alimentaires et alimentaires a été retenu. Institut national de la statistique et de la démographie [1996b]. Bien qu’il soit possible de discuter l’absence de plusieurs lignes de pauvreté selon les régions et la méthode de détermination des dépenses non alimentaires – voir par exemple sur ce point Bidani, Ravallion [1994] –, il a été considéré que cette approche était acceptable dans une première phase d’investigation des données de l’enquête prioritaire.

En premier lieu, le *taux net de scolarisation* des enfants des ménages, rapport entre, d'une part, le nombre d'enfants en âge de fréquenter le primaire et le secondaire de 7-19 ans, et en cours de scolarisation – en 1993-94 – et, d'autre part, le nombre d'enfants en âge de fréquenter le primaire et le secondaire de 7-19 ans, constitue l'indicateur d'accès à l'éducation le plus couramment utilisé. Soulignons cependant, qu'au Burkina Faso, il existe des divergences quant au calcul des taux de scolarisation, tenant soit aux classes d'âge retenues, soit aux sources utilisées. Par exemple, l'Institut national de la statistique et de la démographie adopte les tranches d'âge 7-13 ans pour le primaire et 14-22 ans pour le secondaire³⁹, alors que d'autres études font référence aux classes d'âge de 7-12 ans et 13-19 ans⁴⁰. En fait, compte tenu du système éducatif burkinabè, cette seconde approche semble préférable. Par ailleurs, les taux de scolarisation calculés selon des sources administratives ne coïncident pas avec les évaluations inhérentes aux données des enquêtes.

En deuxième lieu, un *niveau d'éducation combiné des ménages* a été évalué. Il a été obtenu en faisant la moyenne pondérée du taux net de scolarisation des 7-14 ans – rapport entre, d'une part, le nombre d'enfants en âge de fréquenter le primaire et le secondaire de 7-14 ans, et en cours de scolarisation en 1993-94, et, d'autre part, le nombre d'enfants en âge de fréquenter le primaire et le secondaire de 7-14 ans –, et du taux d'alphabétisation des adultes de 15 ans et plus. Les pondérations relatives aux taux net de scolarisation et d'alphabétisation sont, respectivement, de un tiers et deux tiers. L'intérêt de cette variable est de prendre en compte le niveau d'éducation de l'ensemble des membres des ménages, même si pour les adultes l'accès à l'instruction – proportionnellement plus pondérée – a eu lieu au cours des périodes antérieures⁴¹.

En troisième lieu, la modélisation des déterminants de l'accès à l'instruction des enfants implique la mise en oeuvre d'autres variables qualitatives. Premièrement, un modèle Probit est testé par rapport à un indicateur spécifiant simplement si les individus de 7-19 ans, qui ne travaillent pas régulièrement – classés «autres actifs» et «inactifs» –, sont scolarisés – en 1993-94 – ou non. Deuxièmement, en fait, dans le cas du Burkina Faso, plusieurs éléments appellent un examen des déterminants de l'accès au système éducatif secondaire⁴². Tout d'abord, les écarts des taux de scolarisation en faveur des hommes croissent avec le niveau d'instruction, même si les différentiels d'éducation selon le genre semblent diminuer dans le temps. Ensuite, malgré l'existence de nombreux facteurs socio-économiques et culturels handicapant l'accès des femmes à l'enseignement supérieur⁴³, certaines recherches tendent à montrer que les faibles taux de scolarisation féminins du secondaire semblent avoir l'impact le plus important sur le ratio femmes/hommes des inscrits dans l'enseignement supérieur. Enfin, l'estimation de fonctions de gains montre que les taux de rendement marginaux de l'instruction croît avec l'élévation des niveaux d'instruction. Dans ce contexte, le caractère séquentiel du système éducatif est pris en considération en définissant deux populations de référence. D'une part, les individus âgés de 10 à 18 ans et ayant terminé le cycle primaire constituent la population de référence inhérente à l'analyse de *l'accès au premier cycle du secondaire*. D'autre part, les personnes âgées d'au plus 30 ans et ayant terminé le premier cycle du secondaire, constituent la population de référence permettant d'appréhender les facteurs *d'accès au deuxième cycle du système éducatif* secondaire. Dans ce dernier cas, il est possible que la portée des résultats obtenus soit réduite, dans la mesure où les individus d'environ 30 ans et ayant terminé leur second cycle du secondaire contribuent probablement au revenu du ménage. De ce fait, l'impact du revenu de la famille sur la probabilité d'accès au système éducatif est incertain. Par conséquent, bien que le modèle reflète prioritairement les facteurs inhérents

³⁹ Institut national de la statistique et de la démographie [1996a].

⁴⁰ Kaboré, Daboue, Bayala [1997].

⁴¹ La plus grande pondération accordée aux adultes s'explique par le souci d'appréhender l'alphabétisation de ces derniers. Par ailleurs,

⁴² Lachaud [1997b].

⁴³ Niveau peu élevé de la scolarisation féminine dans le secondaire, proportion élevée de filles abandonnant le système éducatif et structure de l'économie.

à la demande d'éducation, il se peut qu'il traduise également une combinaison des choix individuels et du rationnement de l'éducation.

Soulignons que la diversité des indicateurs utilisés implique une hétérogénéité quant à l'importance et la nature des échantillons utilisés. Certains indicateurs appréhendent l'éducation au niveau du ménage, soit pour l'ensemble des membres – niveau combiné d'éducation –, soit pour une partie d'entre eux – taux de scolarisation. D'autres concernent les individus appartenant à des groupes plus ou moins étendus de ménages – accès à l'instruction, accès au secondaire.

3. Modélisation et options économétriques

L'estimation économétrique des déterminants de l'accès à l'éducation est fondée sur la forme fonctionnelle générale exprimée par [2] :

$$S_i^* = \beta'X_i + \gamma \log D_i + \eta_i + \epsilon_i \quad [2]$$

où S_i^* est une variable latente – non observable – se rapportant à un indicateur d'éducation du ménage ou de l'individu i , X_i représente les caractéristiques du ménage ou de l'individu i – excepté les dépenses par tête –, $\log D_i$ est le logarithme des dépenses du ménage par individu, η_i est un ensemble de variables binaires inhérentes à la localisation géographique – voir ci-après –, et ϵ_i se réfère au terme aléatoire. En fait, la modélisation des déterminants de l'accès à l'éducation et, en particulier, le rôle des dépenses appellent plusieurs observations.

En premier lieu, la forme fonctionnelle [2] a été adaptée en fonction des indicateurs d'accès à l'éducation utilisés et de la possibilité d'endogénéité des dépenses par tête. En effet, puisque le taux de scolarisation et/ou le niveau d'éducation combiné sont nuls pour maints *ménages*, la variable dépendante inhérente à [2] est censurée, ce qui implique l'estimation d'un modèle Tobit, en spécifiant [2] comme suit : (i) $S_i = 0$ si $S_i^* \leq 0$, et $S_i = S_i^*$ si $S_i^* > 0$; (ii) ϵ_i normalement distribuée : $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$. Néanmoins, les dépenses par tête D_i peuvent être endogènes, c'est-à-dire être corrélées avec le terme aléatoire ϵ_i . Afin de tenir compte d'un éventuel biais de simultanéité, les tests d'exogénéité ont été réalisés selon l'approche proposée par Blundell et Smith⁴⁴ pour les modèles Tobit à équations simultanées. A cet égard, la procédure utilisée consiste à : (i) estimer la relation, d'une part, entre le logarithme de la dépense par tête et un ensemble de variables instrumentales⁴⁵ à l'aide des moindres carrés, tout en conservant les résidus ; (ii) estimer l'équation [2] à l'aide du modèle Tobit simple par le maximum de vraisemblance, y compris les vecteurs des résidus précédents en tant que variables indépendantes additionnelles ; (iii) tester, à l'aide du t , les hypothèses jointes que les coefficients des résidus sont égaux à zéro. A cet égard, le résultat des tests a montré que l'hypothèse d'exogénéité devait être rejetée pour l'estimation des déterminants du niveau combiné d'éducation des ménages, ce qui implique, dans ce cas, la mise en oeuvre d'un modèle Tobit à équations simultanées – maximum de vraisemblance à information complète⁴⁶ – suivant [3] :

$$S_{1i}^* = \beta'X_{1i} + \gamma \log D_{1i} + \eta_{1i} + \epsilon_{1i} \quad [3a]$$

$$\log D_{2i} = \pi_{2i}'t + \epsilon_{2i} \quad [3b]$$

⁴⁴ Blundell, Smith [1986].

⁴⁵ S'agissant de la dépense par tête, les variables instrumentales suivantes ont été utilisées : (i) revenu total du ménage ; (ii) niveau d'instruction du chef de ménage ; (iii) possession d'un immeuble ou d'une villa ; (iv) possession d'un tracteur ; (v) possession d'une voiture ; (vi) téléviseur, réfrigérateur, cuisine au gaz, climatiseur ou téléphone ; (vii) nombre de pièces d'habitation par personne ; (viii) nombre de bœufs et d'ânes ; (ix) nombre de moutons et de chèvres ; (x) nombre de salariés dans l'exploitation agricole ; (xi) nombre de personnes dans la principale entreprise non agricole.

⁴⁶ Les tests de comparaison FIML-LIML ne sont pas présentés. Voir, par exemple, Nelson [1981].

avec $\text{corr}[\epsilon_{1i}, \epsilon_{2i}] = \rho_{12}$. L'équation [3a] est le modèle Tobit correspondant à [2], tandis que [3b] permet d'estimer par les moindres carrés la relation entre le log de la dépense par tête et un ensemble de variables instrumentales t . On notera que cette approche conduit à estimer le vecteur des coefficients $\theta = [b, \pi, \rho, \sigma_{12}]$, si : (i) b = vecteur des coefficients de [3a] ; (ii) π = vecteur des coefficients de [3b] ; (iii) $\rho = \sigma_{12} / \sigma_2^2$; (iv) $\sigma_{12} = [\sigma_1^2(1-\rho^2)]^{1/2}$.

S'agissant des autres indicateurs d'accès à l'éducation – accès à l'instruction indépendamment du niveau, accès aux premier et deuxième cycles du secondaire –, l'équation [2], fondée sur des données *individuelles*, se réfère au modèle Probit binaire, avec : (i) $S_i = 0$ si $S_i^* \leq 0$, et $S_i = 1$ si $S_i^* > 0$; (ii) ϵ_i normalement distribuée : $\epsilon_i \sim N(0,1)$. Ajoutons que, dans ce cas, la possibilité d'endogénéité des dépenses par tête est prise en compte à partir des valeurs prédites de cette dernière, à l'aide des variables instrumentales précédemment indiquées⁴⁷. Par ailleurs, quel que soit le modèle utilisé – Tobit ou Probit –, les tests du multiplicateur de Lagrange ont permis de vérifier l'hypothèse nulle d'homoscédasticité, notamment par rapport au log du revenu par tête⁴⁸.

En deuxième lieu, la présente étude explore la présence éventuelle de discontinuités quant à la variation de l'indicateur d'éducation en fonction du niveau de vie des ménages. En effet, l'intégration du logarithme de la dépense par tête des ménages dans l'équation [2] peut cacher l'existence de *changements structurels* quant à la variation de l'accès à l'éducation en fonction des ressources des ménages. Par exemple, alors que le taux de scolarisation croît avec le log des dépenses par tête du ménage, le taux de variation peut changer lorsque le niveau de vie du groupe dépasse un certain seuil. A cet effet, deux procédures alternatives ont été testées.

Tout d'abord, les ressources des ménages ont été prises en compte par le biais d'un ensemble de variables binaires représentant des niveaux de dépenses des groupes en termes de *multiples* de la ligne de pauvreté – 41 099 F.Cfa par tête et par an –, cette dernière étant la base – voir la note 3, tableau 2. Dans ces conditions, les coefficients des dépenses par tête – plus exactement les effets marginaux, puisqu'il s'agit de modèles non linéaires – expriment la variation de l'accès à l'instruction – par exemple, le taux de scolarisation – consécutivement à une variation du niveau de vie, *relativement* au seuil de pauvreté. En outre, la comparaison des effets marginaux est en mesure d'exprimer la variation de l'accès à l'éducation par rapport à des changements donnés des niveaux de ressources des ménages.

Ensuite, la présente recherche tente de capter les discontinuités en modélisant les dépenses par tête selon l'approche de la « spline function ». Dans cette optique, deux orientations sont proposées. D'une part, la génération d'un ensemble de variables représente des plages de variation des dépenses par tête en termes de multiples de la ligne de pauvreté. Ainsi, les dépenses par tête sont divisées en fonction du seuil de pauvreté, de telle manière que l'on puisse observer *directement* l'effet d'une variation des dépenses inhérentes à un segment du niveau de vie sur un indicateur d'éducation, le taux de scolarisation, par exemple⁴⁹. A cet égard, pour un ménage donné, la somme des dépenses inhérentes à chaque segment identifié équivaut au total des dépenses du ménage – voir la note 4, tableau 2. Cette technique, souvent utilisée pour estimer directement le rendement d'un nombre donné d'années d'instruction, implique une continuité de la fonction, c'est-à-dire la jointure des segments des dépenses aux différents seuils déterminés. La statistique de Wald permet de tester la nullité simultanée des différents coefficients des dépenses par tête – restrictions linéaires ou non linéaires jointes d'ensemble de coefficients. D'autre part, il est possible de modéliser les dépenses des ménages de telle manière que les coefficients – ou les effets marginaux – indiquent le *changement du taux de variation* de l'indicateur d'éducation, consécutivement à une variation des dépenses correspondant à un segment des ressources des ménages, ce dernier étant généré en termes de multiples de la ligne de pauvreté⁵⁰ – voir la note 5, tableau 2. Comme précédemment, la continuité de la fonction implique une jointure des segments aux différents seuils, et

⁴⁷ Cette situation prévaut pour l'accès au deuxième cycle du secondaire – tableau 1, colonne 5.

⁴⁸ En fait, il n'a pas été nécessaire de corriger l'hétéroscédasticité dans les différents modèles.

⁴⁹ Une approche de ce type a été proposée pour examiner la possibilité d'une courbe de Kuznets intra-ménages en termes de ration calorique. Haddad, Kanbur [1990].

⁵⁰ Sur ce type de régression, voir : Greene [1997], Poirier, Garber [1974], Suits, Maso, Chan [1978].

la statistique de Wald permet de tester la nullité simultanée des coefficients des dépenses par tête. Ainsi, la forme fonctionnelle [2] peut s'écrire selon [4] :

$$\mathbf{S}_i^* = \beta' \mathbf{X}_i + \alpha_{i0} \mathbf{D}_i + \sum_{j=1}^5 \alpha_{ij} \mathbf{D}_{ij} + \eta_i + \epsilon_i \quad [4]$$

où : $\mathbf{D}_{ij} = \mathbf{D}_i - j * \mathbf{Z}$ si $\mathbf{D}_i \geq j * \mathbf{Z}$ et $\mathbf{Z} =$ ligne de pauvreté = 41 099 F.Cfa par an et par individu. Par exemple, si $\mathbf{D}_i \geq 41099$, $\mathbf{D}_{i1} = \mathbf{D}_i - 41099$. De même, $\mathbf{D}_{i5} = \mathbf{D}_i - 5 * 41099$ lorsque $\mathbf{D}_i \geq 5 * 41099$. Ainsi, la codification des dépenses par tête est réalisée de manière à ce que chaque coefficient inhérent à un segment des dépenses $\mathbf{D}_{(k+1)}$ représente la *variation* de la pente par rapport au segment \mathbf{D}_k , avec $k \geq 1$ et $\mathbf{D}_1 =$ ligne de pauvreté. De ce fait, la pente pour \mathbf{D}_{i1} , par exemple, est $(\alpha_0 + \alpha_1)$, celle de \mathbf{D}_{i2} équivaut à $(\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2)$, etc. Le test joint de Wald permet de vérifier que la pente de la fonction est constante, c'est-à-dire $\alpha_1 = \dots = \alpha_5 = 0$ ⁵¹.

En troisième lieu, les formes fonctionnelles présentées incluent des variables binaires η_i spécifiant la localisation géographique des ménages ou des individus. Ces variables binaires se réfèrent aux 30 provinces du Burkina Faso lorsque l'échantillon englobe la totalité – ou la quasi-totalité – des ménages, et aux 7 grandes régions pour des sous-échantillons spécifiques d'individus – par exemple, lors de l'analyse de l'accès au système éducatif secondaire⁵². Deux raisons expliquent la prise en compte explicite du rôle de la localisation spatiale dans l'analyse des déterminants de l'accès à l'éducation. D'une part, dans un pays essentiellement agricole comme le Burkina Faso, l'une des caractéristiques importantes déterminant le niveau de vie est la localisation géographique, en particulier la spécificité des zones agro-écologiques. Ainsi, à trois grands types de climats – sahélien, nord-soudanien et sud-soudanien – influençant fortement l'ampleur et la répartition de la pluviométrie dans l'espace et dans le temps, correspondent trois grandes régions agricoles aux caractéristiques suivantes. La région sahélienne, au nord du pays, a une production agricole faible et très aléatoire, consécutivement à une pluviométrie faible, compensée en partie par l'élevage. La région nord-soudanienne, au centre, plus favorisée sur le plan climatique, a des déficits agricoles moins fréquents, mais connaît quelques crises alimentaires en raison des faibles rendements et de l'insuffisance de la production. La région sud-soudanienne, au sud-ouest du pays, est favorisée par des sols assez riches et par une pluviométrie abondante et mieux répartie. Dans cette zone, la production agricole est bonne et régulière, bien que les techniques culturales ne permettent pas d'importants excédents. Les déficits vivriers y sont faibles et rares, et les activités économiques y sont plus diversifiées. En réalité, on observe une hétérogénéité intra-régionale que l'on peut capter au niveau des provinces. Ainsi, dans la zone nord-soudanienne, prévaut un secteur à forte capacité de production, représenté par l'aire cotonnière de l'ouest du pays – provinces des Banwa, de la Kossi, du Mouhoun et des Balé –, et une zone de production céréalière dynamique, cette dernière bénéficiant de conditions climatiques relativement bonnes, de la culture attelée, de l'arrière effet des engrais chimiques utilisés pour la production du coton et de l'extension des superficies emblavées⁵³. Les régions du Centre-Sud – provinces de la Sissili et du Nahouri – et de l'extrême Est – provinces du Gourma, de la Kompienga et de la Tapoa –, ont également, en quasi-permanence, des excédents céréaliers grâce à une assez bonne pluviosité et à des sols relativement riches. Par contre, la région du Centre-Nord, à proximité du Sahel et qualifiée de soudano-sahélienne – provinces du Yatenga, du Sanmatenga, du Namentenga, du Barn et du Passoré –, a une production agricole souvent déficitaire, à cause du caractère insuffisant et aléatoire de la pluviométrie, de la mauvaise qualité des sols, des moyens rudimentaires et des techniques extensives de culture. Naturellement, le milieu urbain occupe une place

⁵¹ On notera que, dans le cas de la présente étude, cette modélisation ne prend pas en compte la possibilité d'exogénéité, ni l'éventuelle question d'hétéroscédasticité.

⁵² Ces variables binaires sont omises lors de la présentation des résultats.

⁵³ Cette situation est une des conséquences du dynamisme agricole de la région, suscité par un fort courant migratoire Mossi. Les superficies par exploitation agricole y sont parmi les plus grandes (3,6 ha en moyenne contre 2,6 ha pour l'ensemble du pays en 1996-1997) à cause de la forte pénétration de la mécanisation agricole (charrue, tracteur), et les rendements des cultures céréalières moyens à élevés (800 à 1200 kg/ha).

particulière dans ce schéma, compte tenu de l'importance des activités non agricoles, des infrastructures, etc., encore qu'il soit utile d'opérer une distinction entre les deux plus grandes agglomérations – Ouagadougou et Bobo-Dioulasso – et les petites villes ayant une connotation plus rurale. Dans ces conditions, la localisation géographique est largement exogène et a un impact direct sur le niveau de vie. D'autre part, l'absence de contrôle par la localisation spatiale peut induire un biais quant à l'effet des caractéristiques non géographiques sur les indicateurs d'éducation. Par exemple, les observations précédentes ont montré la prévalence d'une relative hétérogénéité de la terre selon les provinces et/ou les régions, susceptible d'entraîner une forte variation des ressources du ménage entre les zones. Mais, l'hétérogénéité spatiale concerne également l'éducation des adultes, qui intervient en tant que variable explicative pour les indicateurs d'accès à l'instruction des enfants, les infrastructures et d'autres facteurs latents.

En quatrième lieu, s'agissant des variables indépendantes, quelques commentaires peuvent être formulés. Dans un modèle où l'éducation est un investissement en capital humain, les bénéfices et les coûts escomptés de la scolarisation constituent les déterminants de la demande d'éducation⁵⁴. En réalité, les facteurs pris en compte dans les modèles visant à appréhender les déterminants de l'accès à l'éducation, ne sont que des approximations des coûts et des rendements de l'éducation. Il en est ainsi parce que ces derniers sont soit inobservés⁵⁵, soit inadaptes⁵⁶. Dans ce contexte, les modèles précédemment spécifiés englobent, en partie ou en totalité, les variables indépendantes suivantes. Tout d'abord, les dépenses par tête du ménage constituent, probablement, un facteur clé de la demande d'éducation, étant donné l'imperfection du marché du capital et les contraintes budgétaires de la famille. Comme cela a été souligné, l'un des objectifs de la présente recherche est de vérifier empiriquement cette assertion. Néanmoins, le pouvoir explicatif de cette variable quant à la demande d'éducation présente une incertitude, puisque les données utilisées se réfèrent au moment de l'enquête, et non à l'époque où le choix des individus en matière d'éducation a été fait. Cela revient à admettre que les valeurs courantes des variables explicatives sont une approximation de leurs vraies valeurs, ces dernières ayant été à l'origine des choix antérieurs en matière d'éducation. Par ailleurs, rappelons qu'en ce qui concerne l'accès au deuxième cycle du secondaire, l'impact du revenu de la famille sur la probabilité d'accès au système éducatif est incertain, dans la mesure où des individus d'environ 30 ans et ayant terminé leur second cycle contribuent probablement aux gains du ménage. Ensuite, on peut supposer que l'éducation des parents – et, éventuellement, des autres membres adultes du ménage – affecte de maintes façons le niveau du capital humain des enfants acquis dans le système éducatif. Ce phénomène est bien connu. Plus l'environnement familial est riche en termes de capital humain, plus le niveau de ce dernier est élevé pour les enfants. Pour cette raison, les niveaux d'instruction du chef de ménage et des autres membres du ménage de plus de 19 ans figurent dans les modèles visant à expliquer l'accès à l'instruction des enfants. On peut également suggérer que l'accès à l'éducation est fonction des infrastructures éducatives disponibles – une variable contrôle le temps d'accès à l'école primaire – et de l'existence de transferts externes au ménage⁵⁷. Enfin, d'autres facteurs explicatifs ont été pris en compte, selon le type de modèle et l'indicateur d'éducation à expliquer, et sont supposés exercer une influence sur l'accès à cette dernière: âge et sexe du chef de ménage, âge moyen des autres membres de plus de 19 ans, âge et sexe des enfants, démographie du ménage – taille et proportion des diverses classes d'âge –, statut sur le marché du travail et par rapport à la migration – pour des raisons liées à la recherche de terre ou d'un emploi –, et appartenance ethnique du chef de ménage, possession de terres, proportion de personnes employées dans le ménage. Le tableau 1 spécifie ces différents facteurs.

⁵⁴ Becker [1975].

⁵⁵ Par exemple, les bénéfices escomptés de l'éducation ne sont pas observés. Il en est de même des coûts de ceux qui ne sont pas scolarisés, ainsi que des coûts d'opportunité de l'éducation.

⁵⁶ Les bénéfices issus des fonctions de gains sont déterminés, en partie, par l'expérience professionnelle et la scolarisation.

⁵⁷ Dont on sait qu'ils réduisent sensiblement la pauvreté, surtout en milieu rural. Voir sur ce point, Lachaud [2000b].

3. L'évidence empirique

1. Dépenses des ménages et accès à l'éducation : relation de substitution

Alors que l'organisation du système éducatif burkinabè est comparable à celle qui prévaut dans la plupart des autres pays francophones, l'accès à ce dernier s'effectue dans un contexte où interfèrent plusieurs contraintes – économiques, sociales et culturelles –, freinant considérablement la forte demande sociale en matière d'éducation. A cet égard, plusieurs observations peuvent être formulées.

En premier lieu, soulignons, préalablement, que le Burkina Faso, l'un des pays les moins avancés d'Afrique subsaharienne – PNB par tête estimé à 240 dollars en 1998 –, est très faiblement doté en matière d'éducation, à la fois pour les individus actifs et par rapport à l'accès au système éducatif⁵⁸. En effet, selon l'enquête prioritaire de 1994-95, 87,0 pour cent des individus de 10 ans et plus participant au marché du travail étaient sans instruction, et 9,7 pour cent avaient acquis le niveau primaire. Par ailleurs, le taux d'analphabétisme était de 72,9 et 88,5 pour cent, respectivement, pour les hommes et les femmes de 15 ans et plus – le taux moyen étant de 81,1 pour cent. Naturellement, il existe de profondes disparités selon les groupes socio-économiques qui recourent largement le clivage rural-urbain⁵⁹. S'agissant des taux de scolarisation, les taux nets du primaire ne concernent que 36,2 des effectifs scolarisables de 7-12 ans, tandis que pour l'enseignement secondaire, 16,5 pour cent seulement de ceux qui ont 13-19 ans y accèdent⁶⁰. Bien que des progrès considérables aient été réalisés au cours des quinze dernières années, ces taux de scolarisation, parmi les plus faibles de la région, demeurent à un niveau relativement bas et insuffisant. A cela s'ajoute un écart considérable de scolarisation entre les garçons et les filles – même si ce différentiel a été quelque peu réduit au cours des dernières années. Par exemple, en 1994-95, les taux nets de scolarisation du primaire – 7-12 ans – des garçons et des filles étaient, respectivement, de 40,9 et 30,6, tandis que ceux du secondaire étaient, respectivement, de 21,1 et 13,3 pour cent. De plus, on observe un écart croissant de scolarisation selon le genre avec l'élévation du niveau d'enseignement, et le pourcentage de filles dans un niveau d'enseignement donné est inférieur de 40 pour cent par rapport à celui des garçons. Sans aucun doute, maints individus sont dans l'incapacité de mobiliser des actifs en termes de capital humain, une situation qui ne semble pas s'être améliorée à la fin des années 1990⁶¹, et qui a deux conséquences. D'une part, la faiblesse du capital humain induit une productivité peu élevée. D'autre part, l'absence d'actifs mobilisables diminue les capacités de résistance aux chocs externes, ce qui accroît l'instabilité potentielle du bien-être, c'est-à-dire la vulnérabilité.

Les indicateurs d'éducation utilisés dans la présente étude s'inscrivent dans ce schéma. Le taux net de scolarisation des ménages pour la classe d'âge 7-19 ans est de 27,0 pour cent – 59,0 et 20,0 pour cent, respectivement, en milieux urbain et rural –, tandis que l'indicateur combiné d'accès à l'éducation, qui tient compte de l'alphabétisation des adultes, ne s'élève qu'à 22,0 pour cent – 53,4 et 14,5 pour cent, respectivement, dans les zones urbaines et rurales⁶². S'agissant de l'indicateur d'éducation inhérent au modèle Probit, on observe que 29,1 pour cent des individus de 7-19 ans, qui ne travaillent pas régulièrement – classés «autres actifs» et «inactifs» –, étaient scolarisés en 1993-94 – 67,4 et 21,9 pour

⁵⁸ Voir Lachaud [1997b].

⁵⁹ Ainsi, le taux d'analphabétisme est de 88,2 pour cent dans les zones rurales – 81,2 et 94,3 pour cent, respectivement, pour les hommes et les femmes. Or, en milieu urbain, il est de 48,3 pour cent – 38,2 pour les hommes et 59,0 pour cent pour les femmes.

⁶⁰ Le pourcentage d'inscrits des 20-25 ans dans le supérieur est de 4,7 pour cent

⁶¹ Selon le rapport du Pnud sur le développement humain 2000, le taux d'alphabétisation des adultes serait de 22,2 pour cent en 1998, tandis que pour 1997, les taux de scolarisation du primaire et du secondaire seraient, respectivement, de 32,3 et 12,8 pour cent. Pnud [2000].

⁶² Le calcul du taux de scolarisation des ménages pour les 7-19 ans concerne 78,4 pour cent des ménages. La signification du niveau d'éducation combiné des ménages est indiquée à la section 2.2.B.

Tableau 1 : Coefficients de régression des estimations Tobit – simultanées ou non – et Probit des déterminants de la scolarisation des ménages ou des individus – Burkina Faso 1994-95

Paramètres Variables	Tobit :			Tobit simultanée :			Probit :			Probit :			Probit :				
	Effets fixes 30 provinces ⁸			Effets fixes 30 provinces ⁸			Effets fixes 30 provinces ⁸			Effets fixes 7 régions ⁸			Effets fixes 7 régions ⁸ et endogénéité ²³				
	Variable dépendante : taux net de scolarisation des ménages 7-19 ans ¹			Variable dépendante : niveau d'éducation combiné des ménages ≥7 ans ²			Variable dépendante : Accès à l'éducation des 7-19 ans ³			Variable dépendante : Accès au 1 ^{er} cycle du secondaire 10-18 ans - primaire treminé ⁴			Variable dépendante : Accès au 2 ^{ème} cycle secondaire ≤30 ans et 1 ^{er} cycle terminé ⁵				
(1)			(2)			(3)			(4)			(5)					
β			t ⁶			Ef. mg. ⁷			β			t ⁶			Ef. mg. ⁷		
Constante	-186,254	-10,654*	-86,688*	-190,995	-21,838*	-	-3,825	-12,109*	-1,113*	6,120	1,514	1,358	-0,946	-0,362	-0,377		
Education du chef de ménage⁹						108,867*											
Primaire	14,523	5,864*	6,759*	-	-	-	0,239	6,259*	0,076*	0,096	0,451	0,002	-0,821	-3,343*	-0,303*		
Secondaire 1c/formation <Bepc	14,390	2,612*	6,697*	-	-	-	0,245	2,711*	0,079*	0,598	1,464	0,172	0,293	1,105	0,115		
Secondaire 2c/formation >Bepc	15,551	3,506*	7,238*	-	-	-	0,217	2,867*	0,069*	0,547	1,869**	0,151	-0,812	-3,490*	-0,314*		
Démographie chef de ménage																	
Age du chef de ménage	2,098	6,019*	0,976*	-0,448	2,685*	-0,255	0,033	6,293*	0,010*	-0,063	-2,141*	-0,014*	-0,070	-2,041*	-0,028*		
(Age du chef de ménage) ^{2/100}	-2,267	-6,624*	-1,055*	0,285	1,626**	0,162*	-0,036	-6,897*	-0,010*	0,052	1,771**	0,011**	0,044	1,218	0,017		
Sexe chef de ménage – homme ¹⁰	-3,861	-1,080	-1,797	2,447	1,501	1,393	-0,163	-2,749*	-0,051*	-	-	-	-	-	-		
Autres membres du ménage¹¹																	
Instruction (années)	6,896	8,374*	3,208*	-	-	-	0,202	15,111*	0,060*	-	-	-	-	-	-		
(Instruction) ^{2/100}	-54,865	-7,383*	-25,535*	-	-	-	-1,555	-12,249*	-0,462*	-	-	-	-	-	-		
Age	0,405	1,921**	0,188**	-0,033	-0,385	-0,019	-0,022	-6,255*	-0,007*	-	-	-	-	-	-		
(Age) ^{2/100}	-0,511	-1,551	-0,237	-0,118	-0,851	-0,067	0,037	6,847*	0,010*	-	-	-	-	-	-		
Démographie des enfants																	
Sexe ¹⁰	-	-	-	-	-	-	0,477	21,375*	0,140*	0,256	1,674**	0,055**	0,273	2,149*	0,108*		
Age	-	-	-	-	-	-	0,252	10,278*	0,075*	-0,737	-1,500	-0,134	-0,132	-0,718	-0,053		
(Age) ^{2/100}	-	-	-	-	-	-	-0,015	-15,062*	-0,004*	0,029	1,833**	0,006**	0,004	1,058	0,002		
Démographie du ménage																	
Log taille du ménage	19,098	9,324*	8,888**	17,514	15,893*	9,983*	0,250	9,016*	0,074*	0,041	0,244	0,009	0,296	2,413*	0,118*		
Proportion enfants 0-4 ans	-21,228	-1,435	-9,880	20,749	3,537*	11,827*	-0,256	-1,011	-0,076	-2,271	-1,708**	-0,504**	-2,539	-2,066*	-1,012*		
Proportion enfants 5-14ans	48,372	3,647*	22,514*	47,600	8,620*	27,132*	-0,003	-0,013	-0,001	-1,073	-0,864	-0,238	-1,708	-1,426	-0,682		
Proportion enfants 15-60 ans ¹²	-47,971	-3,777*	-22,327*	27,108	5,600*	15,452**	-0,155	-0,698	-0,046	-2,509	-2,086*	0,556*	-1,287	-1,115	-0,513		
Pourcentage employés/ménage	-0,038	-0,751	-0,017	-0,067	-3,027*	-0,038	0,001	0,501	0,001	-	-	-	-	-	-		
Statut du travail chef ménage¹³																	
Salaire non protégé	7,433	1,443	3,459	-3,861	-1,518	-2,201	-0,035	-0,369	-0,010	-0,204 ²⁰	-0,681	-0,041	0,007 ²⁰	0,038	0,003		
Indépendant non agri. évolutif	-4,965	-0,551	-2,311	-20,344	-3,614*	-11,596*	-0,483	-3,647*	-0,116*	-0,365 ²¹	-1,282	-0,069	-0,254 ²¹	-1,167	-0,101		
Indépendant non agri. involutif	2,769	0,636	1,288	-6,465	-2,993*	-3,685*	-0,254	-3,386*	-0,069*	-	-	-	-	-	-		
Agriculture progressive	-17,768	-3,724*	-8,270*	-14,106	-5,506*	-8,040*	-0,661	-8,686*	-0,157*	-0,036 ²²	-0,150	-0,008	0,028 ²²	0,110	0,011		
Agriculture de subsistance	-13,031	-3,067*	-6,065*	-13,292	-5,955*	-7,576*	-0,573	-8,157*	-0,175*	-	-	-	-	-	-		
Elevage	-19,641	-3,716*	-9,141*	-19,306	-6,598*	-11,004*	-0,739	-9,180*	-0,167*	-	-	-	-	-	-		
Chômeur	-8,090	-1,092	-3,765	-2,630	-0,737	-1,499	-0,292	-2,373*	-0,077*	-	-	-	-	-	-		
Autre actif	1,632	0,188	0,759	1,152	0,316	0,657	-0,233	-1,574	-0,063*	-	-	-	-	-	-		
Inactif	4,658	0,963	2,168	-4,223	-1,657**	-2,407**	-0,278	-3,543*	-0,075*	-	-	-	-	-	-		
Migrant¹⁴	-2,840	-1,354	-1,321	-1,023	-0,994	-0,583	-0,028	-0,925	-0,008	-0,530	-2,402*	-0,095*	-0,171	-1,038	-0,068		
Ethnie¹⁵																	
Dioula et assimilés	-2,795	-1,189	-1,301	1,191	1,008	-0,679	-0,022	-0,618	-0,007	-0,002	-0,012	-0,001	0,045	0,350	0,018		
Peuhl	-25,245	-5,538*	-11,750*	-10,277	-4,736*	-5,858*	-0,506	-7,017*	-0,123*	-0,060	-0,100	-0,013	-0,052	-0,154	-0,021		
Propriétaire de terres	-11,665	-4,378*	-5,429*	-8,059	-5,506*	-8,459*	-0,284	-7,419*	-0,090*	-0,166	-0,728	-0,038	-0,211	-1,097	-0,084		
Accès école primaire <1 heure	47,784	13,287*	22,240*	15,655	10,785*	8,923*	0,804	14,829*	0,179*	-0,369	-1,499	-0,081	0,452	1,727**	0,177**		
Existence de transferts¹⁶	-14,959	-4,658*	-6,962*	-13,525	-8,116*	-7,709*	-0,421	-8,561*	-0,127*	-	-	-	-	-	-		
Log des dépenses par tête	21,000	15,526*	9,774*	37,634	36,874*	21,451*	0,422	20,675*	0,125*	0,246	1,872**	0,055**	0,974	6,736*	0,389*		
σ ₁ ² /σ ₂ ²	51,305	69,209*	-	-24,790	-24,532	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-		
S(u ₁ , ε ₁)	-	-	-	30,858	87,525*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-		
Log de vraisemblance			-17959,86			-16035,82			-8750,71			-211,67			-344,45		
χ ² (sig)			1535,83 (0,000)			10848,46 (0,000)			8542,54 (0,000)			138,54 (0,000)			199,02 (0,000)		
σ ₁ ²			-			1206,07			-			-			-		
σ ₂ ²			-			0,41			-			-			-		
N pondéré			6739			8596			20764			540			641		
Test exogénéité - t (sig) ¹⁷			-0,183 (0,854)			-21,418 (0,000)			0,834 (0,404)			0,311 (0,755)			-4,103 (0,000)		
Test hétéroscédasticité - LM ¹⁸			0,234 (0,371)			0,143 (0,294)			0,376 (0,460)			3,410 (0,935)			0,045 (0,167)		
ZM ¹⁹			-			-			0,635			0,456			0,525		

(1) La variable dépendante est le taux net de scolarisation des ménages – rapport entre, d'une part, le nombre d'enfants en âge de fréquenter le primaire et le secondaire de 7-19 ans et en cours de scolarisation et, d'autre part, le nombre d'enfants en âge de fréquenter le primaire et le secondaire de 7-19 ans ; (2) La variable dépendante est le niveau d'éducation combiné des ménages. Il est obtenu en faisant la moyenne pondérée du taux de scolarisation des 7-14 ans – rapport entre, d'une part, le nombre d'enfants en âge de fréquenter le primaire et le secondaire de 7-14 ans et en cours de scolarisation et, d'autre part, le nombre d'enfants en âge de fréquenter le primaire et le secondaire de 7-14 ans – et le taux d'alphabétisation des adultes de 15 ans et plus. La pondération est respectivement de 1/3 et 2/3 ; (3) La variable dépendante est codée 1 si les individus de 7-19 ans qui ne travaillent pas régulièrement – classés "autres actifs" et "inactifs" – sont scolarisés – en 1993-94 –, et 0 sinon ; (4) La variable dépendante est codée 1 si les individus de 10-18 ans ayant terminé le primaire ont accédé au 1^{er} cycle du secondaire, et 0 sinon ; (5) La variable dépendante est codée 1 si les individus de 30 ans et moins ayant terminé le 1^{er} cycle du secondaire ont accédé au 2^{er} cycle du secondaire, et 0 sinon ; (6) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (7) Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne des caractéristiques ; (8) Variables binaires spécifiant la localisation des ménages par Province ou régions ; (9) Base = sans instruction ; (10) Base = femmes ; (11) Agés de plus de 19 ans ; (12) Pour éviter les problèmes de singularité, les personnes de plus de 60 ans sont exclues ; (13) Base = salarié protégé ; (14) Chef de ménage migrant à la recherche d'un emploi ou de terre ; (15) Base = Mossi et assimilés ; (16) oui = 1 ; (17) Test d'exogénéité fondé sur l'approche de Blundell, Smith [1986] ; le t se réfère à un facteur inhérent aux résidus de la régression du log du niveau de vie par rapport à un ensemble de variables instrumentales ; un seuil de signification > 0,05 n'implique aucun biais de simultanéité, donc pas de modèle Tobit à équations simultanées ou de variable instrumentale ; (18) Test du multiplicateur de Lagrange ; un LM < 3,84 montre que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au log du revenu total ; (19) Pseudo-R² de Zavoïna et McKelvey [1975] ; (20) Salarié protégé et non-protégé ; base = autres actifs, chômeurs et inactif ; (21) Ensemble des indépendants ; (22) Ensemble des agriculteurs ; (23) Ensemble de variables instrumentales prédisant le niveau de vie par tête – voir texte.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

cent, respectivement, dans les villes et les campagnes⁶³. Enfin, parmi les individus âgés de 10 à 18 ans et ayant terminé le cycle primaire, constituant la population de référence inhérente à l'analyse de l'accès au premier cycle du secondaire, 18,3 pour cent – 93,2 pour cent de garçons – avaient effectivement eu accès à ce dernier. De même, 50,2 pour cent – 89,7 pour cent de garçons –, des personnes âgées d'au plus 30 ans et ayant terminé le premier cycle du secondaire, constituant la population de référence pour déterminer les facteurs d'accès au deuxième cycle du système éducatif secondaire, avaient acquis ce dernier niveau d'instruction.

Par ailleurs, une analyse préliminaire met en évidence la dépendance du niveau d'éducation des ressources des ménages. L'exemple du taux net de scolarisation est significatif. D'une part, on constate que pour près des deux tiers des ménages pauvres, le taux net de scolarisation des 7-19 ans est égal zéro, contre seulement un tiers des non-pauvres. D'autre part, 48,8 pour cent des ménages aisés ont un taux net de scolarisation supérieur à 50 pour cent, contre seulement 8,4 pour cent des ménages pauvres. D'ailleurs, la valeur du Chi² de Pearson de 907,008 – au seuil de signification de 0,000 –, relatif au tableau de contingence⁶⁴, met en évidence la non indépendance des dépenses des ménages et du taux net de scolarisation. Cependant, il importe de noter que le degré d'accès à l'éducation des ménages intermédiaires – ceux ayant des ressources par tête supérieures à la ligne de pauvreté, mais inférieures au 30^{ème} percentile des dépenses par tête – ressemble beaucoup plus à celui des groupes défavorisés qu'à celui des groupes aisés, puisque le taux net de scolarisation des groupes ayant des ressources moyennes est nul et supérieur à 50 pour cent, respectivement, pour 56,4 et 19,9 pour cent d'entre eux. Dans ces conditions, si l'accès à l'éducation est corrélé aux ressources des ménages, ces dernières doivent être suffisamment élevées pour que les taux de scolarisation soient significatifs – par exemple, supérieurs à 50 pour cent. A cet égard, la valeur du coefficient de Spearman, mesurant la corrélation entre les variables ordinales du tableau de contingence – lorsque toutes les valeurs sont rangées de la plus petite à la plus grande – n'est que de 0,285 (seuil de signification = 0,000). De même, le coefficient (Eta)², qui peut être interprété comme la proportion de la variabilité totale du taux de scolarisation attribuable aux valeurs des dépenses par tête, a une valeur assez faible de 0,108⁶⁵. L'analyse économétrique semble conforter ce point de vue.

En deuxième lieu, le tableau 1 montre une nette influence des dépenses par tête des ménages sur l'éducation. En effet, quels que soient les indicateurs d'éducation appréhendés – taux net de scolarisation, niveau d'éducation combiné, accès à l'instruction, accès aux premier et second cycle – et les modèles utilisés – Tobit, Probit binaire –, le log des dépenses par tête des ménages affecte positivement et significativement l'accès à l'éducation en termes de ménages ou d'individus, toutes choses égales par ailleurs – c'est-à-dire lorsque l'on contrôle par la démographie des individus et des ménages, le statut socio-économique, migratoire et ethnique du chef de ménage, l'accessibilité des structures éducatives, la propriété des terres, l'existence de transferts et la localisation géographique – effets fixes pour 30 provinces ou 7 régions selon les cas. Tous les coefficients et les effets marginaux des dépenses des modèles estimés sont positifs et significatifs à un pour cent, sauf en ce qui concerne les déterminants de l'accès au premier cycle du secondaire où le seuil d'acceptation n'est que de 5 pour cent. En d'autres termes, au Burkina Faso, l'accroissement des ressources des ménages est un déterminant important de l'accès des individus à l'éducation. Et, a priori, tout processus de croissance économique est susceptible

⁶³ On notera que, parmi l'ensemble des individus de 7-19 ans scolarisés, 90,6 pour cent sont des garçons. Mais, dans le sous-échantillon des filles, 55,6 pour cent d'entre elles sont scolarisées, contre 27,8 pour cent des garçons dans l'échantillon masculin.

⁶⁴ Les lignes sont relatives au taux net de scolarisation classé selon trois intervalles – 0, $\geq 0-50$, >50 –, tandis que les colonnes spécifient les ressources des ménages – pauvres, intermédiaires et non-pauvres.

⁶⁵ L'association entre les dépenses par tête et le niveau d'éducation combiné des ménages – avec les mêmes intervalles de variation – est un peu meilleure. Le chi² de Pearson est égal à 1891,566, tandis que les coefficients de Spearman et (Eta)² valent, respectivement, 0,316 et 0,150.

de rehausser le niveau de capital humain de ce pays. Un tel résultat, peu surprenant et guère novateur⁶⁶, doit cependant être davantage spécifié.

Dans un premier temps, la valeur des élasticités donne une idée de la sensibilité de l'accès à l'éducation par rapport à la variation des ressources des ménages. En ce qui concerne les modèles de régression censurés, les effets marginaux correspondent à des prévisions sur une variable continue, et les élasticités peuvent être calculées au point moyen du niveau d'éducation⁶⁷. Ainsi, l'élasticité du taux net de scolarisation des ménages est de 0,362, ce qui signifie que le doublement des ressources par tête des ménages induit une hausse de 36,2 pour cent du taux net de scolarisation pour la classe d'âge 7-19 ans. Par contre, l'élasticité du niveau d'éducation combiné des ménages apparaît sensiblement plus élevée – 0,974. Notons cependant que cet indicateur est pondéré aux deux tiers par le taux d'alphabétisation des adultes. S'agissant des modèles Probit, les effets marginaux représentent les élasticités de la probabilité de l'événement par rapport aux ressources du ménage⁶⁸. Dans ce cas, on observe une assez faible sensibilité de l'accès à l'instruction par rapport au niveau de vie des ménages. En effet, le doublement des dépenses des ménages induit une variation de la probabilité d'accès à l'instruction – colonne 3 – et au premier cycle du secondaire de, respectivement, 12,5⁶⁹ et 5,5 pour cent. En fait, l'impact potentiel des ressources des ménages est beaucoup plus élevé en ce qui concerne l'accès au deuxième cycle du secondaire. Toutes choses égales par ailleurs, le doublement du niveau de vie des ménages entraîne une hausse de 38,9 pour cent de la probabilité d'accéder au deuxième cycle du secondaire. Ainsi, alors que l'impact des ressources des ménages quant à l'accès à l'éducation est réel, la présente étude suggère plusieurs commentaires préliminaires. Tout d'abord, une diversité de résultats en fonction des indicateurs utilisés, qui semble également prévaloir selon les pays⁷⁰. Ensuite, une sensibilité de l'accès à l'éducation bien inférieure à la variation des ressources – par exemple, le taux net de scolarisation ne s'accroît que d'un tiers lorsque les dépenses par tête sont multipliées par deux.

2. Dépenses des ménages et accès à l'éducation : relation de complémentarité

En réalité, si les tests empiriques précédents renforcent l'argumentation, suggérée sur un plan théorique, selon laquelle l'«espace des capacités» ne doit pas être nécessairement substitué à l'«espace de l'utilité» en tant qu'indicateur de bien-être individuel, ils tendent aussi à supporter l'idée que la coexistence des deux «espaces» introduit une information additionnelle indispensable en termes d'évaluation de la pauvreté et de promotion du développement humain. Cette conclusion s'appuie, en particulier, sur trois éléments d'analyse mis en évidence dans cette recherche.

A. Effet de niveau

La présente étude montre que la sensibilité de l'accès à l'éducation est fonction du *niveau* des ressources des ménages, comme l'attestent les coefficients des modèles présentés au tableau 2. Deux éléments caractérisent cet *effet de niveau*.

⁶⁶ Appleton, Song [1999] mettent également en évidence une relation positive entre le log de la consommation par tête et le taux de scolarisation des 6-17 ans pour six pays : Jamaïque, Kenya, Népal, Pakistan, Roumanie et Vietnam.

⁶⁷ Dans le cas des modèles Tobit, l'élasticité du taux de scolarisation, T_n , par exemple, par rapport aux dépenses des ménages, D , est calculée en devisant les effets marginaux par le niveau moyen de t_n . En effet, les effets marginaux valent : $dT_n/d\log D = (dT_n/dD) * D$. Et $e_{T_n/D} = (dT_n/dD) * (D/T_n)$.

⁶⁸ Dans le cas général du modèle Probit, l'élasticité de la probabilité par rapport à un facteur x_i est : $e_{\text{prob}, x_{ik}} = \beta_{ik} * x_{ik} * [\phi(x_i, \beta) / \Phi(x_i, \beta)]$, où $\phi(x_i, \beta) * \beta_{ik}$ est l'effet marginal. Dans le cas présent, les effets marginaux de la probabilité de l'événement – l'accès à l'instruction I , par exemple, – valent : $dI/d\log D = (dI/dD) * D$. Et $e_{I/D} = (dI/dD) * (D/I)$ avec $I=1$, la probabilité de l'événement.

⁶⁹ Résultat assez comparable à ce que Appleton, Song [1999] trouvent pour la Roumanie en 1994.

⁷⁰ Par exemple, dans l'étude de Appleton, Song [1999], les coefficients de l'éducation varient de 0,051 à 0,277 selon les six pays.

Tableau 2 : Coefficients de régression des variables du niveau de vie des ménages liées aux estimations des déterminants de la scolarisation des ménages ou des individus – Burkina Faso 1994-95

Paramètres Variables	Tobit :						Probit :			Probit :					
	Effets fixes 30 provinces ¹						Effets fixes 30 provinces ¹			Effets fixes 7 régions ¹					
	Variable dépendante : taux net de scolarisation des ménages 7-19 ans ² (1)			Variable dépendante : niveau d'éducation combiné des ménages ≥ 7 ans ² (2)			Variable dépendante : Accès à l'éducation des 7-19 ans ² (3)			Variable dépendante : Accès au 1 ^{er} cycle du secondaire 10-18 ans; primaire terminé ² (4)			Variable dépendante : Accès au 2 ^{ème} cycle du secondaire ≤ 30 ans ; 1 ^{er} cycle terminé ² (5)		
	β	t ⁸	Ef. mg. ⁹	β	t ⁸	Ef. mg. ⁹	β	t ⁸	Ef. mg. ⁹	β	t ⁸	Ef. mg. ⁹	β	t ⁸	Ef. mg. ⁹
1. Dépenses/tête : binaires⁵															
Q2	18,331	9,702*	8,536*	11,567	10,698*	6,573*	0,337	12,789*	0,105*	0,859	4,035*	0,204*	0,108	0,350	0,042
Q3	29,660	11,069*	13,813*	22,148	15,055*	12,586*	0,520	13,050*	0,176*	0,332	1,151	0,079	0,359	1,145	0,141
Q4	27,586	7,861*	12,847*	24,641	13,073*	14,003*	0,516	9,541*	0,177*	0,707	2,154*	0,197**	0,317	0,982	0,125
Q5	42,861	9,129*	19,960*	33,542	13,418*	19,061*	0,856	11,052*	0,312*	-0,387	-0,623	-0,065	1,179*	3,329*	0,397*
Q6	40,799	10,228*	19,000*	49,426	24,999*	28,088*	0,810	11,731*	0,292*	0,478	1,310	0,124	1,172*	3,636*	0,442*
σ ₁₂ /σ ₂ ²	51,521	69,164*	-	33,548	86,932*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log de vraisemblance	-17980,02			-24377,60			-8802,83			-201,77			-348,07		
χ ² (sig)	1515,67 (0,000)			2506,67 (0,000)			8834,30 (0,000)			158,34 (0,000)			191,96 (0,000)		
N pondéré	6739			8596			20764			540			641		
ZM ¹⁰	-			-			0,630			0,491			0,517		
2. Dépenses/tête : spline 1⁴															
Z40	0,962	7,215*	0,448*	0,677	8,851*	0,386*	0,018	10,018*	0,005*	0,044	2,478*	0,009*	-0,039	-1,105	-0,015
Z80	0,473	6,138*	0,220*	0,314	7,376*	0,179*	0,009	8,373*	0,003*	0,016	2,173*	0,003*	0,014	1,423	0,006
Z120	0,064	-0,600	0,030	0,141	2,448*	0,080*	-0,001	-0,718	-0,001	-0,023	-2,313*	-0,005*	-0,001	-0,102	-0,001
Z160	-0,136	-0,905	-0,063	0,038	0,476	0,216	0,001	0,189	0,001	0,005	0,334	0,001	0,014	1,548	0,005
Z200	0,381	2,754*	0,177*	0,405	5,824*	0,231*	0,008	3,222*	0,092*	0,010	0,686	0,002	0,006	0,922	0,002
Z5000	0,022	1,982*	0,010*	0,031	11,108*	0,177*	0,001	1,794*	0,001**	-0,003	-1,163	-0,001	0,001	3,690*	0,005*
σ ₁₂ /σ ₂ ²	51,207	69,223*	-	33,033	87,041*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log de vraisemblance	-17949,64			-24280,90			-8738,99			200,30			-340,53		
χ ² (sig)	1546,04 (0,000)			2603,38 (0,000)			8565,96 (0,000)			161,29 (0,000)			206,86 (0,000)		
N pondéré	6739			8596			20764			540			641		
Wald test : α ₀ =...=α _n =0	260,12 (0,000)			861,07 (0,000)			450,44 (0,000)			22,74 (0,001)			49,65 (0,000)		
ZM ¹⁰	-			-			0,634			0,502			0,539		
3. Dépenses/tête : spline 2⁵															
NVIE	0,983	7,061*	0,983*	0,696	8,704*	0,396*	0,019	9,869*	0,005*	0,045	2,406*	0,009*	-0,043	-1,189	-0,017
N40	-0,503	-2,698*	-0,503*	-0,378	-3,564*	-0,215*	-0,009	-3,566*	-0,003*	-0,028	-1,231	-0,006	0,057	1,351	0,023
N80	-0,419	-2,609*	-0,420*	-0,176	-2,009*	-0,100*	-0,011	-4,366*	-0,003*	-0,039	-2,662*	-0,008*	-0,015	-0,923	-0,006
N120	-0,185	-0,803	-0,185	-0,108	-0,879	-0,062	0,002	0,497	0,001	0,028	1,295	0,006	0,014	0,909	0,006
N160	0,494	1,841**	0,494**	0,380	2,722*	0,217*	0,007	1,527	0,002	0,005	0,186	0,001	-0,007	-0,534	-0,003
N200	-0,347	-2,439*	-0,347*	-0,382	-5,421*	-0,218*	-0,007	-2,866*	-0,002*	-0,013	-0,811	-0,003	-0,005	-0,750	-0,002
σ ₁₂ /σ ₂ ²	51,209	69,222*	-	33,029	87,042*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Log de vraisemblance	-17949,79			-24280,10			-8738,84			200,33			-340,42		
χ ² (sig)	1545,90 (0,000)			2604,17 (0,000)			8566,27 (0,000)			161,23 (0,000)			207,08 (0,000)		
N pondéré	6739			8596			20764			540			641		
Wald test : α ₀ =...=α _n =0	190,02 (0,000)			862,66 (0,000)			450,50 (0,000)			22,46 (0,001)			17,67 (0,003)		
ZM ¹⁰	-			-			0,635			0,502			0,539		

(1) Variables binaires spécifiant la localisation des ménages par Province ou régions ; (2) Pour la définition de la variable dépendante, voir les notes (1) à (5) du tableau 1 ; (3) Les dépenses par tête des ménages sont appréhendées par rapport à des variables binaires représentant des multiples de la ligne de pauvreté – base : < au seuil de pauvreté de 41 099 F.Cfa par an et par tête –, soit – nvie = dépenses par tête en milliers F.Cfa : (i) if (nvie<41,099)q1=1 ; (ii) if (nvie:41,099 and nvie<82,198)q2=1 ; (iii) if (nvie:82,198 and nvie<123,297)q3=1 ; (iv) if (nvie:123,297 and nvie<164,396)q4=1 ; (v) if (nvie:164,396 and nvie<205,595)q5=1 ; (vi) if (nvie:205,595)q6=1 ; (vii) recode q1 to q6 (sysmis=0) ; (4) Les dépenses par tête sont partitionnées en fonction du seuil de pauvreté, de telle manière que l'on puisse observer directement l'effet d'un segment du niveau de vie sur le taux de scolarisation. Pour un ménage donné, la somme des dépenses inhérentes à chaque segment identifié équivaut au total des dépenses du ménage. Les dépenses par tête minimum et maximum étant, respectivement, de 3555,32 et 5846,85942 F.Cfa par an, la codification a été effectuée comme suit : (i) Z40 : if (nvie<3,35532)Z40=0 ; if (nvie:3,35532 and nvie<41,099)Z40=nvie-3,35532 ; if (nvie:41,099)Z40=41,099-3,35532 ; (ii) Z80 : if (nvie<41,099)Z80=0 ; if (nvie:41,099 and nvie<82,198)Z80=nvie-41,099 ; if (nvie:82,198)Z80=82,198-41,099 ; (iii) Z120 : if (nvie<82,198)Z120=0 ; if (nvie:82,198 and nvie<123,297)Z120=nvie-82,198 ; if (nvie:123,297)Z120=123,297-82,198 ; (iv) Z160 : if (nvie<123,297)Z160=0 ; if (nvie:123,297 and nvie<164,396)Z160=nvie-123,297 ; if (nvie:164,396)Z160=164,396-123,297 ; (v) Z200 : if (nvie<164,396)Z200=0 ; if (nvie:164,396 and nvie<205,595)Z200=nvie-164,396 ; if (nvie:205,595)Z200=205,595-164,396 ; (vi) Z5000 : if (nvie<205,595)Z5000=0 ; if (nvie:205,595 and nvie<5846,85942)Z5000=nvie-205,595 ; if (nvie:5846,85942)Z5000=5846,85942-205,595 ; (5) La codification des dépenses par tête est réalisée de telle sorte que chaque coefficient inhérent à un segment des dépenses x_{i-1} représente la variation de la pente par rapport au segment xi, avec i ≥ 1 et x_i = ligne de pauvreté, soit : (i) if (nvie:41,099)n40=nvie-41,099 ; (ii) if (nvie:82,198)n80=nvie-82,198 ; (iii) if (nvie:123,297)n120=nvie-123,297 ; (iv) if (nvie:164,396)n160=nvie-164,396 ; (v) if (nvie:205,595)n200=nvie-205,595 ; (vi) recode n40 n80 n120 n160 n200 (sysmis=0) ; (6) Z40=Z80=Z120=Z160=Z200=Z5000=0 ; (7) N40=N80=N120=N160=N200=0 ; (8) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (9) Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique ; (10) Pseudo-R² de Zavoina et McKelvey [1975].

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

Premièrement, la prise en compte de variables binaires relatives aux dépenses par tête en termes de multiples de la ligne de pauvreté – 41099 F.Cfa –, montre assez peu de changement quant à l'accès à l'éducation pour des zones de variation des ressources par tête comprises entre 40 000 et 160 000 F.Cfa, environ, soit l'équivalent de deux et quatre fois la ligne de pauvreté. L'exemple du taux net de scolarisation est significatif – colonne 1. L'observation des effets marginaux – statistiquement significatifs – de la variable non censurée indique que, toutes choses égales par ailleurs, le fait de passer d'un niveau de ressources inférieur au seuil de pauvreté – la base – à un niveau équivalent au maximum à deux fois ce seuil induit une hausse du taux net de scolarisation de 8,5 points. Mais, la disponibilité des ressources équivalentes au maximum à trois ou quatre fois le niveau de subsistance entraîne, par rapport

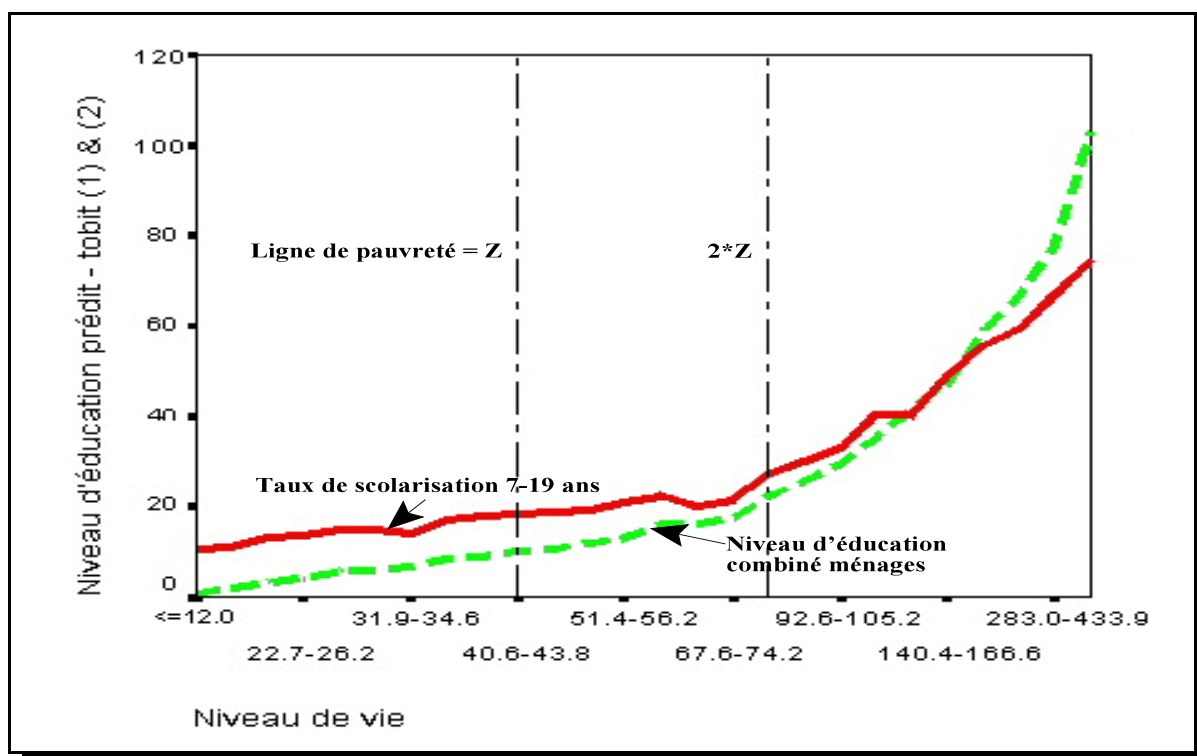


Figure 1 : Niveau d'éducation prédit des ménages par les modèles Tobit selon le niveau de vie des groupes – Burkina Faso 1994-95

à la base, une variation du taux net, respectivement, de 13,8 et 12,8 points. En d'autres termes, la progression du taux net de scolarisation pour ces deux dernières plages de variation des dépenses par tête, par rapport au deuxième segment du niveau de vie, n'est que de, respectivement, 5,3 – 13,8-8,5 – et 4,3 – 12,8-8,5 – points, et est même négative si l'on compare la variabilité de l'éducation entre ces deux derniers niveaux. Par contre, pour des niveaux de dépenses par tête supérieurs à quatre fois la ligne de la pauvreté, la variation du taux de scolarisation est beaucoup plus élevée. Ainsi, par exemple, lorsque les dépenses des ménages sont au moins quatre fois plus importantes que le seuil de pauvreté, le taux net de scolarisation est rehaussé de près de 20 points par rapport à la base – soit près de 2,5 fois l'effet marginal de la plage 40 000-80000 F.Cfa.

Deuxièmement, les autres formes de modélisation de la variable inhérente au niveau de vie des ménages confirment ce point de vue. La modélisation en termes de variations, intitulée «spline 2», met en évidence des coefficients négatifs et significatifs pour des niveaux de vie excluant une fois et deux fois la ligne de pauvreté. Poursuivons l'exemple du taux net de scolarisation et considérons les effets marginaux. Le taux de variation de ce dernier est de 0,983 points lorsque les dépenses par tête des ménages situés en dessous de la ligne de pauvreté augmentent de 1000 F.Cfa. Or, on observe un *changement négatif et significatif du taux de variation* – -0,503 – de la scolarisation en présence de ressources des ménages *excluant* l'équivalent de la ligne de pauvreté. De ce fait, pour le segment des dépenses par tête comprises entre une et deux fois la valeur de la ligne de pauvreté – 41 099-82 198 F.Cfa –, le taux de variation du taux net de scolarisation n'est plus que de 0,480 – 0,983-0,503. De même, pour des ressources comprises entre 82 198 et 123 297 F.Cfa, ce dernier s'élève à : 0,983-0,503-0,420 = 0,06. Et, le taux de variation du taux de scolarisation devient à nouveau positif et significatif pour la zone des dépenses comprise entre quatre et cinq fois la ligne de pauvreté. A cet égard, on remarquera que le test joint de Wald rejette l'hypothèse $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$, c'est-à-dire l'absence de variabilité du taux net de scolarisation en fonction des dépenses des ménages. La modélisation selon le modèle «spline 1» s'inscrit dans ce schéma, et le test de Wald est également significatif. Les effets marginaux inhérents au

taux net de scolarisation décroissent sensiblement lorsque les ressources des ménages sont comprises entre une et deux fois le seuil de pauvreté, relativement à un niveau de dépenses plus faible, deviennent ensuite non significatifs jusqu'au seuil de 160 000 F.Cfa, environ, puis croissent à nouveau au-delà de ce dernier segment des ressources des ménages.

Troisièmement, des observations quasi-similaires prévalent en ce qui concerne le niveau combiné d'accès à l'éducation, la probabilité de scolarisation et, dans une moindre mesure, l'accès au premier cycle. S'agissant de l'accès au second cycle du système éducatif, la modélisation du niveau de vie en termes de variables binaires tend à montrer que seuls les ménages ayant les dépenses par tête très élevées sont en mesure d'influencer l'acquisition de ce niveau d'éducation – colonne 5, tableau 2. Le tableau A1, en annexe, présentant une simulation de l'évolution des indicateurs d'éducation en fonction des ressources des ménages et selon les divers modèles estimés du tableau 1, et la figure 1, affichant le profil de deux d'entre eux – le taux net et le niveau combiné d'éducation –, illustrent certains des éléments d'analyse précédemment formulés. Ainsi, par exemple, si le taux net de scolarisation est bien corrélé avec l'accroissement des ressources des ménages, sa progression risque d'être relativement lente dans le temps, compte tenu de sa faible sensibilité à des niveaux donnés des dépenses. D'ailleurs, la modélisation inhérente à la présente étude suggère que, toutes choses égales par ailleurs, le Burkina Faso a une faible probabilité d'atteindre l'objectif international d'universalité de l'enseignement primaire en 2015. Un calcul approximatif permet de fixer les idées. En 1994-95, date de l'enquête prioritaire, le niveau de vie moyen des ménages burkinabè était d'environ 2,5 fois le seuil de pauvreté, et le taux net de scolarisation moyen était de 27,0 pour cent. Le tableau A1, en annexe, indique, par exemple, que le *seul quasi-doublement* du taux net de scolarisation actuel des 7-19 ans – 27,0 à 52,8 pour cent – implique des dépenses *par tête* équivalentes à environ 5 fois le seuil de pauvreté de 1994-95, soit un taux de croissance annuel constant de l'ordre de 3,5 pour cent au cours de la période 1995-2015. Le tableau 3 montre également qu'un doublement des ressources des ménages induit une probabilité d'accès à l'instruction des 7-19 ans de 0,455, contre 0,291 actuellement. Il est à remarquer que ces simulations surestiment quelque peu la progression de l'accès à l'éducation par rapport aux valeurs des élasticités. Par exemple, il a été précédemment montré qu'un doublement des ressources des ménages entraînait, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de 36,2 pour cent du taux net de scolarisation, soit une valeur de 36,8 pour cent. En fait, la relation entre le niveau de vie des ménages et l'accès à l'instruction est complexifiée par deux autres éléments.

B. Effet de structure

En effet, alors que l'approche précédente contrôlait par les effets géographiques selon les provinces, une analyse menée séparément selon les milieux met en évidence un différentiel rural-urbain de sensibilité de l'éducation par rapport aux dépenses des ménages – tableaux A2 à A6 en annexe. Deux éléments tendent à caractériser cet *effet de structure*. D'une part, les élasticités sont plus élevées dans le secteur rural que dans les zones urbaines. Un doublement des ressources des ménages ruraux entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une élévation du taux net de scolarisation des ménages de 42,1 pour cent – Tobit, tableau A2 – ou une augmentation de l'accès à l'instruction – modèle Probit, tableau A6 – de 97,7 pour cent. Par contre, les pourcentages précédents s'élèvent, respectivement, à 16,8 et 10,2 pour cent – tableaux A3 et A7 –, consécutivement à un doublement des dépenses par tête des ménages urbains. D'autre part, la modélisation des dépenses urbaines par niveau – spline 2 – montre que le *taux de variation* des principaux indicateurs d'éducation – taux net de scolarisation, niveau combiné d'éducation et accès à l'instruction – ne varie pas en fonction des segments des ressources considérées⁷¹, bien que le test de Wald rejette la nullité des coefficients. Or, l'inverse prévaut en milieu rural, et la tendance ressemble au schéma général précédemment explicité. Par exemple, observe un *changement négatif et significatif du taux de variation* – -0,169 – de la scolarisation rurale en présence de ressources

⁷¹ Sauf pour la plage du niveau de vie excluant la valeur du seuil de pauvreté dans le modèle Probit – tableau A6.

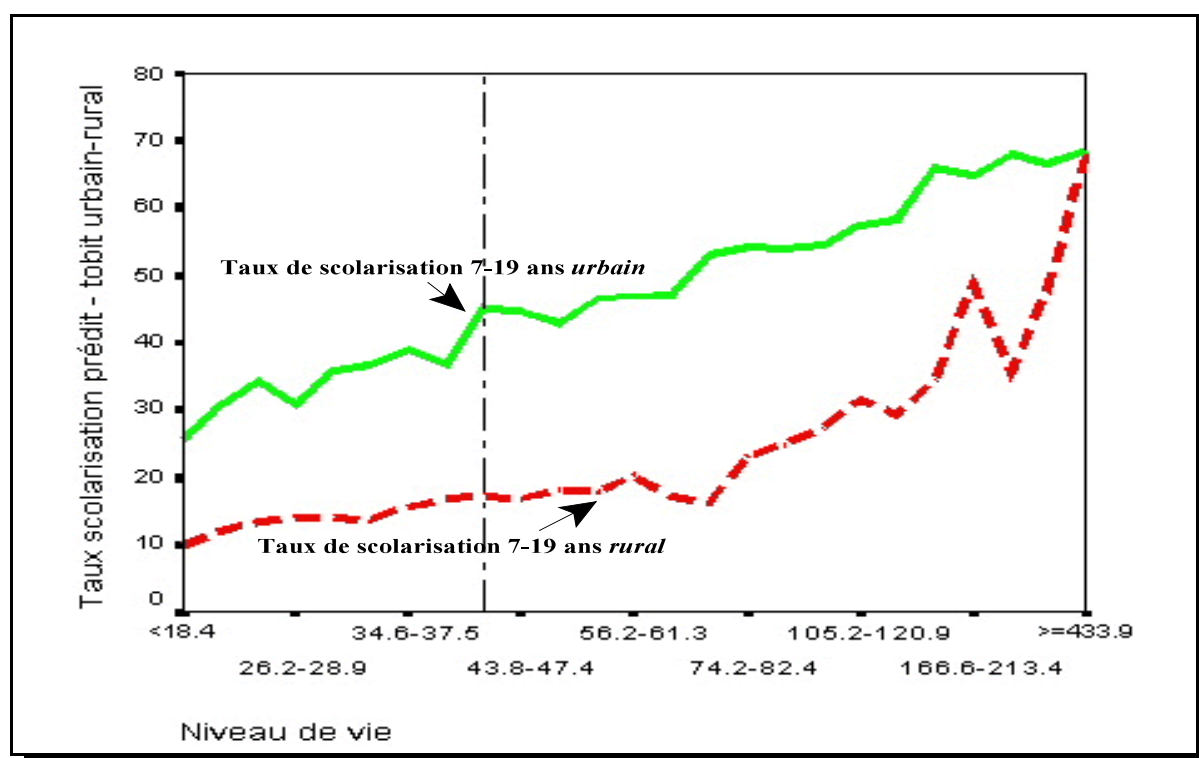


Figure 2 : Taux de scolarisation urbain-rural prédit selon le niveau de vie des ménages – estimations Tobit séparées – Burkina Faso 1994-95

des ménages *excluant* l'équivalent de la ligne de pauvreté. De ce fait, pour le segment des dépenses par tête comprises entre une et deux fois la valeur de la ligne de pauvreté – 41 099-82 198 F.Cfa –, le taux de variation du taux net de scolarisation n'est plus que de 0,162 – 0,331-0,169–, et devient même *négatif* pour des ressources comprises 123 297 et 164 396 F.Cfa. Et, le taux de variation du taux de scolarisation devient à nouveau franchement positif et significatif lorsque les dépenses dépassent ce dernier seuil – tableau A2. Un tel résultat peut avoir des conséquences importantes en termes de politiques économiques. Dans les zones urbaines, les élasticités-dépenses sont plus faibles, mais la sensibilité de l'accès à l'éducation semble relativement homogène par rapport à la variation des ressources des ménages. Cependant, dans les agglomérations, on note, par exemple, que le *taux de variation* du taux net de scolarisation est 0,729 points lorsque les dépenses par tête des ménages situés en dessous de la ligne de pauvreté augmentent de 1000 F.Cfa, alors qu'il n'est que 0,331 points dans les campagnes⁷². En d'autres termes, pour différentes raisons structurelles – économiques, sociales, physiques et autres –, le lien entre le niveau des dépenses des ménages et l'accès à l'éducation est beaucoup plus relâché en dessous et à proximité de la ligne de pauvreté dans les campagnes que dans les villes. La figure 2 illustre quelques aspects de la question à l'aide de l'indicateur du taux net de scolarisation, tandis que la figure A1, en annexe, présente le différentiel rural-urbain d'accès à l'instruction.

C. Effet d'éviction

Par ailleurs, un différentiel d'accès à l'instruction selon le genre affecte également la relation entre les ressources des ménages et le niveau d'éducation des individus. En effet, le tableau 1 montre que les coefficients relatifs aux enfants sont positifs et statistiquement significatifs pour les modèles Probit

⁷² Un écart quasi-similaire en termes de variation de probabilité est observé entre les milieux rural et urbain – tableaux A5 et A6 : 0,003 et 0,008, respectivement.

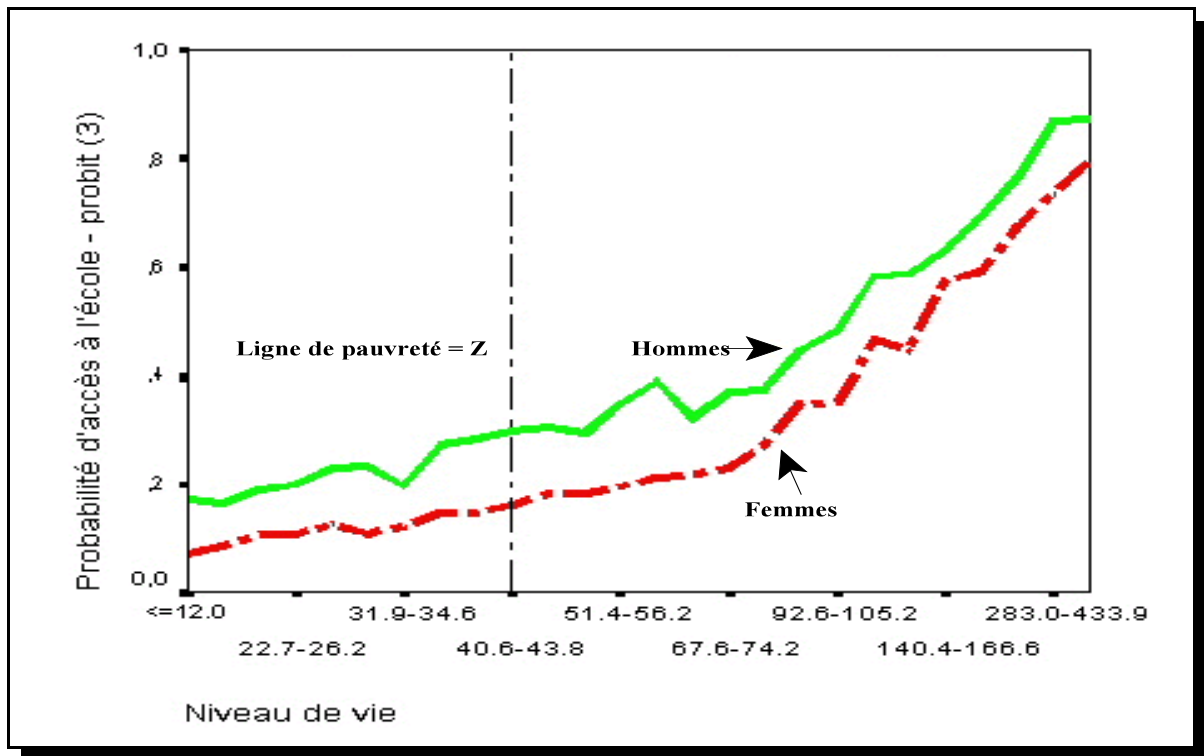


Figure 3 : Probabilité d'accès à l'école selon le sexe et les ressources des ménages – Burkina Faso 1994-95

inhérents aux données individuelles. Toutes choses égales par ailleurs, le fait d'être un garçon et d'appartenir à la classe d'âge 7-19 ans – plutôt qu'une fille du même âge – accroît les probabilités d'accès à l'instruction, aux premier et deuxième cycles du secondaire de, respectivement, 0,140, 0,055 et 0,108. En outre, l'analyse menée séparément pour chaque milieu, indique – effets marginaux, tableaux A6 et A7 en annexe – que le différentiel d'accès à l'instruction en faveur des garçons est plus élevé dans les zones urbaines que dans le secteur rural – les variations des probabilités sont de 0,107 et 0,178, respectivement dans les campagnes et les villes. Les simulations sur l'ensemble de l'échantillon à partir du modèle Probit d'accès à l'instruction – tableau 1, colonne 3 – produisent une probabilité moyenne de 0,343 et 0,231, respectivement, pour les hommes et les femmes. De même, les simulations réalisées séparément selon les secteurs rural et urbain mettent en évidence un écart de probabilités d'accès à l'instruction selon le genre intra-milieu : (i) milieu rural : 0,268 pour les garçons, et 0,163 pour les filles; (ii) milieu urbain : 0,751 pour les garçons, contre 0,598 pour les filles. La figure 3 résume bien l'avantage des garçons sur les filles quant à l'accès à l'instruction. En outre, l'écart relatif d'accès à l'éducation peut être mis en évidence en effectuant le rapport entre les probabilités de non-access à l'instruction des femmes et des hommes. La figure 4, fondée sur une estimation séparée selon le milieu du modèle Probit précédent, montre que ce rapport est croissant avec les dépenses par tête du ménage dans le secteur rural. Les figures A2 à A4, en annexe, suggèrent qu'il en est de même pour le secteur urbain, et en ce qui concerne l'accès aux premier et deuxième cycles – modèles Probit, colonnes 4 et 5, tableau 1. Cela signifie, qu'au Burkina Faso, la croissance économique s'accompagne d'*effets d'éviction* en matière d'éducation selon le genre, et qu'il serait vain d'escompter un meilleur accès des filles à un quelconque niveau d'instruction avec une augmentation des dépenses par tête des ménages. Ainsi, il est probable qu'en l'absence de politiques scolaires favorisant très fortement l'accès des filles au système éducatif primaire et secondaire, le groupe des exclus de ce dernier sera constitué majoritairement par des

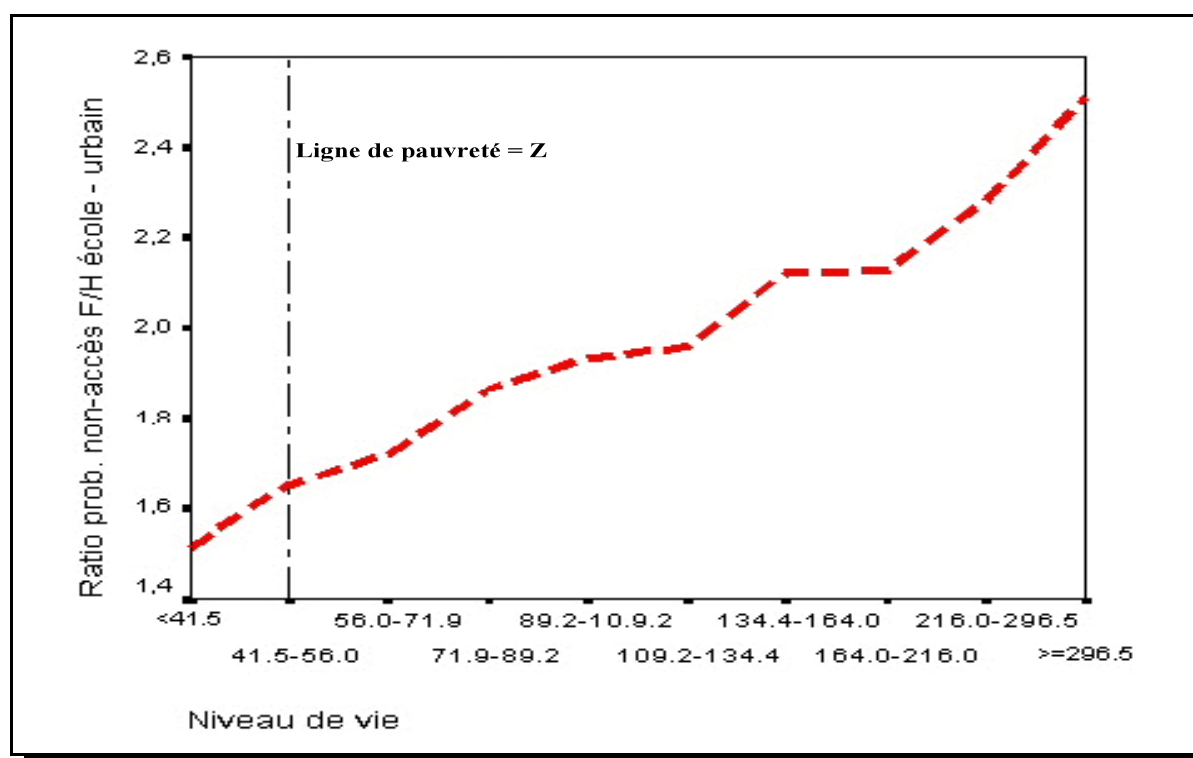


Figure 4 : Ratio des probabilités de non-accès des filles et des garçons à l'école en milieu rural selon le niveau de vie des ménages – Burkina Faso 1994-95

filles⁷³. Dans ces conditions, l'indicateur monétaire de bien-être est un substitut imparfait des capacités en termes d'accès à l'éducation.

Il faut ajouter que d'autres facteurs, exceptés le niveau de vie, le sexe des enfants et la localisation géographique des ménages, sont susceptibles d'affecter l'accès à l'éducation. Premièrement, le contexte éducatif et démographique familial semble jouer un rôle important, en particulier en milieu urbain. Ainsi, le tableau 1 montre que le taux net de scolarisation et la probabilité d'accès à l'instruction croissent avec le niveau d'éducation et l'âge du chef de ménage, l'instruction des autres membres du groupe, et la dimension du ménage – compte tenu du contrôle par la structure démographique des ménages. Ce dernier facteur est également corrélé positivement avec les autres indicateurs d'éducation, notamment le niveau combiné et l'accès au deuxième cycle. Par contre, curieusement, l'éducation du chef de ménage tendrait à affecter négativement l'accès au deuxième cycle⁷⁴. Il importe de souligner que le sexe masculin du chef de ménage a un impact négatif sur le taux de scolarisation et l'accès à l'instruction des enfants. Enfin, la probabilité d'accès aux premier et deuxième cycles est inversement reliée à l'âge des enfants, tandis que l'inverse prévaut en ce qui concerne la probabilité d'accès à l'instruction en général. On notera également le rôle de l'appartenance ethnique, les Peuhl étant systématiquement défavorisés par rapport aux Mossi en termes de taux net et de probabilité d'accès à l'instruction. Deuxièmement, le contexte professionnel du ménage, notamment celui du chef, semble être un déterminant de l'accès à l'éducation. A cet égard, le tableau 1 met en évidence la situation nettement défavorable des agriculteurs par rapport aux salariés. D'ailleurs, le fait d'être propriétaire de terres est négativement lié à l'accès à l'éducation. Mais, d'autres catégories de ménages gérés par une personne ayant un statut du travail fragile – chômeurs, petits producteurs non agricoles, salariés non protégés –

⁷³ Ce résultat avait déjà été mis en évidence en ce qui concerne l'accès aux premier et deuxième cycles du secondaire dans : Lachaud [1997b].

⁷⁴ Voir cependant les aspects conceptuels pour une relativisation de cette approche liée à la population de référence.

ou inactive paraissent défavorisés en termes de probabilité d'accès à l'instruction. Troisièmement, le contexte institutionnel appelle deux observations. D'une part, l'analyse met bien en évidence le rôle des infrastructures scolaires, puisque la quasi-totalité des indicateurs d'éducation sont positivement corrélés à la possibilité d'accéder à l'école primaire en moins d'une heure. D'autre part, on observe – avec surprise – un effet négatif des transferts externes sur l'accès à l'instruction, alors qu'ils jouent un rôle de premier plan en termes de réduction de la pauvreté⁷⁵. Il est vrai que les envois de fonds, nationaux et internationaux, représentant les trois quarts des transferts externes, prédominent dans le secteur rural peu scolarisé, alors que dans les zones urbaines la redistribution est majoritairement le fait de transferts institutionnels⁷⁶.

4. Conclusion

L'objectif de l'étude était de recourir à des tests économétriques afin d'examiner si les divergences théoriques entre l'espace des «capacités» et celui de l'«utilité» – deux cadres conceptuels majeurs de la pauvreté – ont, dans la pratique, une quelconque importance. L'analyse empirique, fondée sur les informations de l'enquête prioritaire du Burkina Faso de 1994-95, l'un des pays les moins développés d'Afrique subsaharienne, et la mise en oeuvre, la plupart du temps, de modèles non linéaires, permet d'avancer plusieurs conclusions.

1. Une approche de la pauvreté fondée sur les dépenses monétaires des ménages a, *dans une certaine mesure*, la capacité de capturer des dimensions essentielles du bien-être suggérées par l'approche des droits. En effet, la présente recherche suggère une corrélation directe et étroite entre, d'une part, les ressources des ménages et, d'autre part, l'accès à des niveaux d'éducation adéquats. Ainsi quels que soient les indicateurs d'éducation appréhendés – taux net de scolarisation, niveau d'éducation combiné des ménages, accès à l'instruction, accès aux premier et second cycles – et les modèles utilisés – Tobit, Probit –, le logarithme des dépenses par tête des ménages affecte positivement et significativement l'accès à l'éducation en termes de ménages ou d'individus, toutes choses égales par ailleurs – c'est-à-dire lorsque l'on contrôle par la démographie des individus et des ménages, le statut socio-économique, migratoire et ethnique du chef de ménage, l'accessibilité des structures éducatives, la propriété des terres, l'existence de transferts et la localisation géographique. Il importe cependant d'observer que les élasticités par rapport au niveau de vie sont inférieures à un – par exemple, le doublement des ressources par tête des ménages induit une hausse de 36,2 pour cent du taux net de scolarisation pour la classe d'âge 7-19 ans –, et sont plus élevées dans le milieu rural, comparativement aux zones urbaines. Ces conclusions sont renforcées l'opportunité d'une mesure micro-multidimensionnelle de la privation de certains droits en tant qu'approximation de la pauvreté monétaire⁷⁷.

2. Si les tests empiriques renforcent l'argumentation, suggérée sur un plan théorique, selon laquelle l'«espace des capacités» ne doit pas être nécessairement substitué à l'«espace de l'utilité» en tant qu'indicateur de bien-être individuel – ce dernier étant en mesure prédire des capacités –, ils tendent aussi à supporter l'idée que la coexistence des deux «espaces» introduit une information additionnelle

⁷⁵ Sur ce point, voir Lachaud [1999b].

⁷⁶ D'ailleurs, les tableaux en annexe montrent que les transferts ne sont pas significatifs en milieu rural.

⁷⁷ Lachaud [2000b]. De plus, des résultats comparables émergent en ce qui concerne les autres indicateurs non monétaires de bien-être. L'accroissement des ressources monétaires des ménages s'accompagne d'un meilleur accès à un habitat et un environnement sanitaire adéquats. Un doublement des dépenses par tête des ménages accroît des deux tiers et près d'un tiers, respectivement, les indices composites d'habitat – indice variant de 0 à 4, défini par rapport à quatre éléments en termes de précarité : mur, toiture, sol et nombre de personnes par pièce – et d'environnement sanitaire – indice similaire intégrant le type d'aisance, l'évacuation des ordures et l'accès à l'eau potable, et prenant les valeurs de 0 à 3. Enfin, l'analyse de la relation entre les ressources monétaires des ménages et la nutrition des enfants – indicateur de santé utilisé – conduit à des résultats contrastés. En effet, l'analyse économétrique suggère une corrélation directe entre l'augmentation des dépenses par tête et la réduction de la malnutrition chronique – retard de croissance –, alors que l'inverse prévaut en ce qui concerne l'insuffisance pondérale et l'émaciation.

indispensable en termes d'évaluation de la pauvreté et de promotion du développement humain. Cette conclusion s'appuie, en particulier, sur trois éléments d'analyse mis en évidence dans cette recherche.

En premier lieu, bien que les élasticités donnent une idée de la disponibilité des capacités par rapport à la variation des ressources monétaires des ménages, il apparaît que la sensibilité de l'accès à l'éducation⁷⁸, est fonction du *niveau* des dépenses des ménages. L'exemple du taux net de scolarisation illustre significativement cet *effet de niveau*. La modélisation des dépenses par tête en termes de niveau par rapport à des multiples du seuil de pauvreté – «spline function»–, et l'exécution du test de Wald quant aux restrictions non linéaires jointes, mettent en évidence la non stabilité du taux de variation de la scolarisation en fonction des dépenses des ménages : taux de variation positif du taux de scolarisation lorsque les dépenses par tête des ménages sont situées en dessous de la ligne de pauvreté, puis changement négatif et significatif du taux de variation de la scolarisation en présence de ressources des ménages *excluant* l'équivalent ou deux fois de la ligne de pauvreté, et, enfin, variation positive et significative de l'indicateur de scolarisation pour des niveaux de ressources supérieurs. Par conséquent, si les indicateurs de capacités des individus ou des ménages sont bien corrélés avec l'accroissement des ressources monétaires, leur progression risque d'être relativement lente dans le temps, compte tenu de leur faible sensibilité à des niveaux donnés des dépenses par tête.

En deuxième lieu, la relation entre le niveau de vie des ménages et l'accès aux capacités est complexifiée par l'hétérogénéité des milieux et des institutions sociales. Par exemple, la mise en évidence d'un différentiel rural-urbain de sensibilité entre l'éducation et les dépenses des ménages exprime nettement cet *effet de structure*⁷⁹.

En troisième lieu, des *effets d'éviction* peuvent être associés à la relation positive entre le niveau de vie des ménages et l'accès aux capacités. Ainsi, l'analyse des déterminants de l'accès à l'instruction montre que le rapport entre les probabilités de nonaccès à l'instruction des femmes et des hommes est croissant avec les dépenses par tête du ménage, surtout dans le secteur rural. Cela signifie, qu'au Burkina Faso, il serait vain d'escompter un meilleur accès des filles à un quelconque niveau d'instruction avec une augmentation des dépenses par tête des ménages. Ainsi, il est probable qu'en l'absence de politiques scolaires favorisant très fortement l'accès des filles au système éducatif primaire et secondaire, le groupe des exclus de ce dernier sera constitué majoritairement par des filles. Un effet comparable prévaut en matière de nutrition des enfants. Dans ces conditions, l'accroissement des ressources monétaires des ménages n'est pas nécessairement un bon indicateur de l'accès aux capacités, en particulier lorsque des considérations d'équité selon le genre prévalent.

En définitive, la disponibilité croissante des ressources monétaires des ménages est un déterminant majeur de la réduction de la pauvreté et du développement humain. Cette conclusion, issue d'une approche micro-économique, prévaut aussi au niveau macro-économique, et justifie l'exécution de politiques visant à promouvoir la croissance économique⁸⁰. En même temps, pour les raisons évoquées – effets de niveau, de structure et d'éviction –, auxquelles d'autres pourraient être rajoutées – en particulier, la configuration des institutions –, les approches des capacités et de l'utilité sont plus complémentaires qu'opposées, et il serait probablement économiquement et socialement inefficace de vouloir substituer totalement l'une à l'autre. Identifier, approfondir et exploiter les domaines de substitution et les zones de complémentarité – y compris les interactions au sein des divers espaces –, processus en partie lié la cohérence du développement des biens et services privés et collectifs, peut contribuer à accélérer la réduction de la pauvreté monétaire et le développement humain.

⁷⁸ Tout comme la santé, l'habitat et l'environnement sanitaire.

⁷⁹ De même, si les ressources des ménages ruraux semblent influencer la malnutrition – positivement ou négativement selon la forme appréhendée –, dans les zones urbaines, on n'observe aucune relation réellement significative entre la nutrition des enfants et les gains des ménages. En outre, il a été montré que les probabilités d'insuffisance pondérale et de retard de croissance étaient inversement corrélées aux gains monétaires relatifs des épouses ou femmes chefs de ménage. En d'autres termes, la distribution des gains au sein des ménages a un impact sur la santé des enfants. Lachaud [2000b].

⁸⁰ Ravallion [1995] ; Deininger, Squire [1998].

Références bibliographiques

- Alderman, H. 1990. *Nutritional status in Ghana and its determinants*, Washington, Sda working paper n°3, Banque mondiale.
- Appleton, S., Song, L. 1999. *Income and human development at the household level: evidence from six countries*, Washington, mimeo, version révisée, Banque mondiale.
- Banque mondiale 1999a. *Poverty trends and voice of the poor*, Washington, décembre, Banque mondiale.
- . 1999b. *Rapport sur le développement dans le monde. Le savoir au service du développement*, Washington, Banque mondiale.
- . 1999c. *World development indicators 1999*, Washington, Banque mondiale.
- . 2000. *Rapport sur le développement dans le monde 2000/01*. Washington, Banque mondiale.
- Becker, G. S. 1975. *Human capital*, Chicago, University of Chicago Press.
- Bidani, B., Ravallion, M. 1994. «How robust is a poverty profile?», *The World Bank Economic Review*, vol.8, n°1.
- Blundell, R., Smith, R. 1986. «An exogeneity test for a simultaneous equation tobit model with an application to labor supply», *Econometrica*, vol. 54, n°3.
- Charckravarty, S.R., Mukherjee, D., Ranade, R.R. 1997. *On the family of subgroups and factor decomposable measures of multidimensional poverty*, Bordeaux, Séminaire de l'URA, Université Montesquieu - Bordeaux IV.
- Chenery, H., Ahluwalia, M.S., Bell, C.L.G., Duloy, J.H., Jolly, R. 1974. *Redistribution with growth*, London, Oxford University Press.
- Deaton, A. 1997. *The analysis of household surveys*, Baltimore, The Johns Hopkins University Press.
- . 1999. *Frontiers of poverty measurement in economics. Talking points*, Princeton, paper prepared for the consultation on «Values, norms and poverty», Johannesburg, 13-14 janvier, Research program in development economics, Princeton university.
- Deininger, K., Squire, L. 1998. «New way of looking at old issues: inequality and growth», *Journal of Development Economics*, vol.57.
- Foster, J.E., Greer, J., Thorbecke, E. 1984. «A class of decomposable poverty measure», *Econometrica*, vol. 52, n°4.
- Greene, W.H. 1997. *Econometric analysis*, New York, Third edition, Printice-Hall International, Inc.
- Haddad, L., Kanbur, R. 1990. *Is there an intra-household Kuznets curve?*, Washington, PRE working papers n°466, Banque mondiale.
- Institut national de la statistique et de la démographie 1994. *Enquête démographique et de santé*, Ouagadougou, Juin, Institut national de la statistique et de la démographie.
- Institut national de la statistique et de la démographie 1996a. *Analyse des résultats de l'enquête prioritaire sur les conditions de vie des ménages*, Ouagadougou, février, Institut national de la statistique et de la démographie.
- . 1996b. *Le profil de pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, février, Institut national de la statistique et de la démographie.

Kaboré, L., Daboue, J., Bayala, E. 1997. *Education et pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, Institut national de la statistique et de la démographie, rapport provisoire, janvier, Burkina Faso.

Kanbur, R., Squire, L. 1999. *The evolution of thinking about poverty: exploring the interactions*, Washington, Banque mondiale, mimeo, septembre.

Lachaud, J.-P. 1997a. *Pauvreté, dimension des ménages et genre au Burkina Faso*, Bordeaux, document de travail n°17, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

-. 1997b. *Pauvreté, vulnérabilité et marché du travail au Burkina Faso*, Bordeaux, série de recherche n°2, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

-. 1998. «Gains féminins, allocation des biens et statut nutritionnel des enfants au Burkina Faso», *Revue d'Economie du Développement*, n°2.

-. 1999a. *Pauvreté, ménages et genre en Afrique subsaharienne. Nouvelles dimensions analytiques*, Bordeaux, série de recherche n°3, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

-. 1999b. «Envois de fonds, inégalité et pauvreté au Burkina Faso», *Revue Tiers Monde*, n°160, octobre-décembre.

-. 1999c. *Le différentiel spatial de pauvreté au Burkina Faso : «Capabilities» versus dépenses*, Bordeaux, document de travail n°36, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

-. 2000a. *Pauvreté et inégalité en Afrique. Contribution à l'analyse spatiale*, Bordeaux, série de recherche n°3, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement-Institut de recherche pour le développement.

-. 2000b. *Dépenses des ménages, développement humain et pauvreté au Burkina Faso : Substitution ou complémentarité?*, Bordeaux, document de travail n°49, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

Nations unies 1993. *Evaluation de l'état nutritionnel des jeunes enfants par voie d'enquêtes auprès des ménages*, New York, DP/UN/INT-89X06/8F, Nations unies.

Nelson, F.D. 1981. «A test of misspecification in the censored normal model», *Econometrica*, vol. 46.

Pitt, M.P., Rosenzweig, M.R. 1986. «Agricultural prices, food consumption, and the health and productivity of Indonesia farmers», dans l'ouvrage publié sous la direction de Singh, I., Squire, L., Strauss, J : *Agricultural household models. Extensions, applications and policy*, Washington, Banque mondiale.

Poirier, D.L., Garber, S.G. 1974. «The déterminants of aerospace profit rates 1951-1971», *Southern Economic Journal*, vol. 41.

Pnud 1997. *Rapport mondial sur le développement humain 1997*, Paris, Economica.

Pnud 2000. *Rapport mondial sur le développement humain 2000*, Bruxelles, De Boeck. Université

Ravallion, M. 1992. *Poverty comparisons. A guide to concepts and methods*, Washington, Lsms, working papers n°88, Banque mondiale.

-. 1995. «Growth and poverty: evidence from the developing world», *Economic Letters*, vol. 48.

-. 1996. «Issues in measuring and modeling poverty», *The Economic Journal*, n°108, Septembre.

-. 1998. *Poverty in theory and practice*, Washington, LSMS, working papers n°133, Banque mondiale.

- Ruggeri Laderchi, C. 1997. «Poverty and its many dimensions: The role of the income as an indicator», *Oxford Development Studies*, vol. 25, n°3.
- Sahn, D.E. 1990. *Malnutrition in Côte d'Ivoire*, Washington, Sda working paper n°4, Banque mondiale.
- Schultz, T.P. 1997. «Assessing the productive benefits of nutrition and health. An integrated human capital approach», *Journal of Econometrics*, vol. 77.
- Sen, A. 1981. *Poverty and famines. An essay on entitlement and deprivation*. Oxford, Clarendon Press.
- . 1985. *Commodities and capabilities*. Amsterdam, North-Holland.
- . 1987. *The standard of living*. Amsterdam, North-Holland.
- . 1992. *Inequality reexamined*. Oxford, Clarendon Press.
- . 1999. *Un nouveau modèle économique. Développement, justice, liberté*, Paris, Odile Jacob.
- Singh, I., Squire, L., Strauss, J. 1986. «The basic model: theory, empirical results, and policy conclusions», dans l'ouvrage publié sous la direction de Singh, I., Squire, L., Strauss, J : *Agricultural household models. Extensions, applications and policy*, Washington, Banque mondiale.
- Strauss, J. 1990. «Households, communities, and preschool children's nutrition outcomes: evidence from rural Côte d'Ivoire», *Economic Development and Cultural Change*, vol 38.
- Suits, D.B., Maso, A., Chan, L. 1978. «Spline functions fitted by standard regression methods», *Review of Economics and Statistics*, vol. LX.
- Tsui, K. 1994. *Multidimensional poverty indices*, Hong Kong, mimeo, Chinese University of Hong Kong.
- Zavoina, R., McElvey, W. 1975. «A statistical model for analysis of ordinal level dependant variables», *Journal of Mathematical Sociology*, summer.
- Zheng, B. 1997. «A survey of aggregate poverty measures», *Journal of Economic Surveys*, vol.11.

Annexes

Tableau A1 : Indicateurs du niveau d'éducation des ménages ou des individus prédits selon les modèles Tobit ou Probit en fonction du niveau de vie des ménages en termes de multiples de la ligne de pauvreté – Burkina Faso 1994-95

Paramètres	Tobit :				Probit :		Probit :			
Variables	Effets fixes 30 provinces ¹				Effets fixes 30 provinces ¹		Effets fixes 7 régions ¹			
	Variable dépendante : taux net de scolarisation des ménages 7-19 ans ²		Variable dépendante : niveau d'éducation combiné des ménages ≥7 ans ²		Variable dépendante : Accès à l'éducation des 7-19 ans ²		Variable dépendante : Accès au 1 ^{er} cycle du primaire terminé ²		Variable dépendante : Accès au 2 ^{ème} cycle du secondaire ≤30 ans et 1 ^{er} cycle terminé ²	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Moyenne (%)	Variation (%)	Moyenne (%)	Variation (%)	Moyenne (prob.)	Variation (%)	Moyenne (prob.)	Variation (%)	Moyenne (prob.)	Variation (%)
<i>Moyenne réelle</i>	27,0	-	22,0	-	0,291	-	0,183	-	0,502	-
<i>Moyenne prédite</i>	25,4	-	23,6	-	0,290	-	0,183	-	0,503	-
<i>Ligne de pauvreté Z</i>	19,0	-	7,5	-	0,266	-	0,155	-	0,115	-
<i>2*Z</i>	33,6	76,8	33,6	348,0	0,343	28,9	0,192	23,9	0,252	119,1
<i>3*Z</i>	42,1	25,3	48,8	45,2	0,391	14,0	0,217	13,0	0,360	42,9
<i>4*Z</i>	48,1	14,3	59,7	22,3	0,427	9,2	0,234	7,8	0,446	23,9
<i>5*Z</i>	52,8	9,8	68,1	14,0	0,455	6,6	0,249	6,4	0,515	15,5
<i>10*Z</i>	67,4	27,7	94,2	38,3	0,542	19,1	0,297	19,2	0,718	39,4

Source : A partir des modèles du tableau 1.

Tableau A2 : Coefficients de régression des estimations tobit des déterminants du taux net de scolarisation des ménages ruraux – 7-19 ans et en cours de scolarisation — Burkina Faso 1994-95¹

Paramètres	Tobit : variable dépendante = taux net de scolarisation des ménages 7-19 ans					
	Dépenses par tête : logarithme ²			Dépenses par tête : spline (variation) ³		
	(1)			(2)		
Variables	β	t ⁴	Effets marg. ¹⁷	β	t ⁴	Effets marg. ¹⁷
Constante	-223,071	-9,238*	-80,606*	-176,541	-7,615*	-63,775*
Education du chef de ménage⁵						
Primaire	23,043	6,480*	8,326*	22,704	6,395*	8,201*
Secondaire 1c + formation <Bepc	1,774	0,155	0,641	6,600	0,570	2,384
Secondaire 2c + formation >Bepc	31,434	3,607*	11,358*	35,299	3,990*	12,752*
Démographie du chef de ménage						
Age du chef de ménage	2,401	5,259*	0,867*	2,439	5,339*	0,881*
(Age du chef de ménage) ² /100	-2,564	-5,598*	-0,926*	-2,583	-5,637*	-0,933*
Sexe du chef de ménage – homme ⁶	-4,619	-0,835	-1,669	-5,095	-0,922	-1,840
Autres membres du ménage⁷						
Instruction (années)	13,083	8,824*	4,727*	13,497	9,069*	4,875*
(Instruction) ² /100	-108,793	-6,136*	-39,312*	-116,861	-6,514*	-42,216*
Age	0,282	0,925	0,102	0,328	1,071	0,118
(Age) ² /100	-0,222	-0,484	-0,080	-0,303	-0,659	-0,109
Démographie du ménage						
Log taille du ménage	25,171	9,005*	9,095*	25,250	9,038*	9,121*
Proportion enfants 0-4 ans	-22,969	-1,203	-8,300	-23,117	-1,213	-8,351
Proportion enfants 5-14ans	48,166	2,900*	17,766*	50,007	2,953*	18,065*
Proportion enfants 15-60 ans ⁸	-47,918	-2,952*	-17,315*	-47,248	-2,913*	-17,068*
Pourcentage employés/ménage	0,003	0,045	0,001	0,011	0,143	0,004
Statut du travail chef ménage⁹						
Salarié non protégé	7,098	0,594	2,565	11,701	0,971	4,227
Indépendant non agricole évolutif	-4,378	-0,242	-1,581	0,844	0,046	0,305
Indépendant non agricole involutif	10,173	1,089	3,676	11,837	1,258	4,276
Agriculture progressive	-20,448	-2,388*	-7,389*	-18,911	-2,181*	-6,831*
Agriculture de subsistance	-14,381	-1,744**	-5,196**	-12,779	-1,531	-4,616
Élevage	-24,238	-2,704**	-8,758*	-22,806	-2,516*	-8,238*
Chômeur	-47,669	-0,995	-17,225	-45,958	-0,962	-16,602
Autre actif	14,913	1,092	5,389	19,557	1,423	7,065
Inactif	4,184	0,444	1,511	6,226	0,652	2,249
Migrant¹⁰	-1,135	-0,395	-0,410	-1,155	-0,403	-0,417
Ethnie¹¹						
Dioula et assimilés	-9,325	-3,661	-3,369*	-9,593	-3,767*	-3,465*
Peuhl	-34,798	-5,953*	-12,574*	-34,737	-5,943*	-12,548*
Localisation géographique¹²						
Sud & Sud-Ouest	-6,239	-1,736**	-2,254**	-5,782	-1,611**	-2,088*
Centre-Nord	-3,040	-0,823	-1,098	3,215	-0,868	-1,161
Centre-Sud	7,806	2,366*	2,820*	7,978	2,409*	2,882*
Nord	-11,161	-1,815**	-4,033**	-11,321	-1,845**	-4,089**
Propriétaire de terres	-15,208	-3,803*	-5,495*	-14,497	-3,620*	-5,236*
Accès école primaire <1 heure	54,624	13,099*	19,738*	54,419	13,086*	19,658*
Existence de transferts¹³	1,186	0,468	0,428	1,077	-0,425	0,389
Log des dépenses par tête	23,413	12,777*	8,460*	-	-	-
Dépenses par tête : spline 2						
NVIE	-	-	-	-0,918	5,477*	0,331*
N40	-	-	-	-0,468	-2,035*	-0,169*
N80	-	-	-	-0,247	-1,093	-0,089
N120	-	-	-	-0,885	-2,347*	-0,320*
N160	-	-	-	1,860	3,682*	0,672*
N200	-	-	-	-1,128	-3,782*	-0,407*
σ_{12}/σ_2^2	55,373	52,375*	-	55,219	52,384*	-
Log de vraisemblance			-11073,45			-11065,37
χ^2 (sig)			735,83 (0,000)			743,92 (0,000)
N pondéré			4744			4744
Test exogénéité - t (sig) ¹⁴			-0,880 (0,379)			-
Test hétéroscédasticité - LM ¹⁵			1,177 (0,722)			-
Wald test ¹⁶ : $\beta_0 \dots = \beta_n$			-			76,63 (0,000) ¹⁶

(1) La variable dépendante est le taux net de scolarisation des ménages – rapport entre, d'une part, le nombre d'enfants en âge de fréquenter le primaire et le secondaire de 7-19 ans et en cours de scolarisation et, d'autre part, le nombre d'enfants en âge de fréquenter le primaire et le secondaire de 7-19 ans ; (2) Les dépenses par tête des ménages sont prises sous forme logarithmique ; (3) Voir note (5) tableau 1 ; (4) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (5) Base = sans instruction ; (6) Base = femmes ; (7) Agés de plus de 19 ans ; (8) Pour éviter les problèmes de singularité, les personnes de plus de 60 ans sont exclues ; (9) Base = salarié protégé ; (10) Chef de ménage migrant à la recherche d'un emploi ou de terre ; (11) Base = Mossi et assimilés ; (12) Base = Ouest ; (13) oui = 1 ; (14) Test d'exogénéité fondé sur l'approche de Blundell, Smith [1986] ; le t se réfère à un facteur inhérent aux résidus de la régression du log du niveau de vie par rapport à un ensemble de variables instrumentales ; un seuil de signification $\geq 0,05$ implique aucun biais de simultanéité, donc pas de modèle Tobit à équations simultanées ; (15) Test du multiplicateur de Lagrange ; un LM < 3,84 montre que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au log du revenu total ; (16) N40=N80=N120=N160=N200=0 ; (17) Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

Tableau A3 : Coefficients de régression des estimations tobit des déterminants du taux net de scolarisation des ménages urbains – 7-19 ans et en cours de scolarisation — Burkina Faso 1994-95¹

Paramètres Variables	Tobit : variable dépendante = taux net de scolarisation des ménages 7-19 ans					
	Dépenses par tête : logarithme ²			Dépenses par tête : spline (variation) ³		
	(1)	(1)	(1)	(2)	(2)	(2)
	β	t ⁴	Effets marg. ¹⁶	β	t ⁴	Effets marg. ¹⁶
Constante	-43,786	-1,505	-39,088	-39,585	-1,269	-35,366
Education du chef de ménage⁵						
Primaire	4,338	1,602**	3,872**	4,315	1,595	3,855
Secondaire 1c + formation <Bepc	20,408	4,608*	18,218*	20,448	4,618*	18,268*
Secondaire 2c + formation >Bepc	9,784	2,575*	8,735*	11,848	3,073*	10,586*
Démographie du chef de ménage						
Age du chef de ménage	1,434	2,728*	1,280*	1,418	2,696*	1,267*
(Age du chef de ménage) ² /100	-1,495	-2,703*	-1,334*	-1,451	-2,624*	-1,297*
Sexe du chef de ménage – homme ⁶	-0,482	-0,136	-0,430	-0,393	-0,111	-0,352
Autres membres du ménage⁷						
Instruction (années)	1,995	2,587*	1,780*	1,659	2,123*	1,482*
(Instruction) ² /100	-14,718	-2,377*	-13,139*	-11,398	-1,810**	-10,183**
Age	0,553	2,291*	0,494*	0,536	2,225*	0,479*
(Age) ² /100	-0,623	-1,507	-0,556	-0,596	-1,443	-0,533
Démographie du ménage						
Log taille du ménage	8,817	3,287*	7,871*	8,530	3,184*	7,621*
Proportion enfants 0-4 ans	-10,223	-0,440	-9,126	-6,615	-0,285	-5,910
Proportion enfants 5-14ans	74,241	3,432*	66,275*	77,242	3,569*	69,011*
Proportion enfants 15-60 ans ⁹	-25,751	-1,239	-22,988	-22,622	-1,087	-20,211
Pourcentage employés/ménage	-0,117	-2,167*	0,104*	-0,116	-2,142*	-0,103*
Statut du travail chef ménage⁹						
Salarié non protégé	2,117	0,551	1,890	1,655	0,431	1,479
Indépendant non agricole évolutif	-3,633	-0,505	-3,243	-3,904	-0,542	-3,488
Indépendant non agricole involutif	-6,859	-2,014*	-6,123*	-7,139	-2,101*	-6,678*
Agriculture progressive	-4,061	-0,337	-3,625	-2,918	-0,242	-2,607
Agriculture de subsistance	-12,614	-3,022*	-11,261*	-11,913	-2,851*	-10,644*
Elevage	-60,511	-2,477*	-54,018*	-59,695	-2,443*	-53,333*
Chômeur	-12,417	-2,424*	-11,085*	-12,034	-2,347*	-10,751*
Autre actif	-13,663	1,441	-12,097	-13,575	-1,435	-12,128
Inactif	1,986	0,461	1,773	1,618	0,376	1,446
Migrant¹⁰	-7,153	-2,918*	-6,386*	-7,168	-2,930*	-6,404*
Ethnie¹¹						
Dioula et assimilés	-6,740	-2,991*	-6,016*	-6,566	-2,920*	-5,866*
Peuhl	-14,246	-2,490*	-12,718*	-13,099	-2,278*	-11,703*
Localisation géographique¹²						
Petites villes	-2,579	-0,994	-2,302	-2,586	-0,994	-2,311
Propriétaire de terres	-7,396	-2,627*	-6,062*	-7,171	-2,552*	-6,406*
Accès école primaire <1 heure	-11,729	-0,628	-10,471	-11,425	-0,613	-10,207
Log des dépenses par tête	11,089	6,542*	9,899*	-	-	-
Dépenses par tête : spline 2						
NVIE	-	-	-	0,816	2,223*	0,729*
N40	-	-	-	-0,558	-1,284	-0,498
N80	-	-	-	-0,142	-0,685	-0,127
N120	-	-	-	0,025	0,111	0,022
N160	-	-	-	-0,192	-0,830	-0,172
N200	-	-	-	0,064	0,548	0,057
σ_{12}/σ_2^2	42,557	51,835*	-	42,431	51,840*	-
Log de vraisemblance			-8349,63			-8344,36
χ^2 (sig)			314,68 (0,000)			319,95 (0,000)
N pondéré			1995			1995
Test exogénéité - t (sig) ¹³			-1,891 (0,058)			-
Test hétéroscédasticité - LM ¹⁴			0,288 (0,408)			-
Wald test ¹⁵ : $\beta_0 = \dots = \beta_n$			-			38,87 (0,000) ¹⁶

(1) La variable dépendante est le taux net de scolarisation des ménages – rapport entre, d'une part, le nombre d'enfants en âge de fréquenter le primaire et le secondaire de 7-19 ans et en cours de scolarisation et, d'autre part, le nombre d'enfants en âge de fréquenter le primaire et le secondaire de 7-19 ans ; (2) Les dépenses par tête des ménages sont prises sous forme logarithmique ; (3) Voir note (5) tableau 1 ; (4) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (5) Base = sans instruction ; (6) Base = femmes ; (7) Agés de plus de 19 ans ; (8) Pour éviter les problèmes de singularité, les personnes de plus de 60 ans sont exclues ; (9) Base = salarié protégé ; (10) Chef de ménage migrant à la recherche d'un emploi ou de terre ; (11) Base = Mossi et assimilés ; (12) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (13) Test d'exogénéité fondé sur l'approche de Blundell, Smith [1986] ; le t se réfère à un facteur inhérent aux résidus de la régression du log du niveau de vie par rapport à un ensemble de variables instrumentales ; un seuil de signification $\geq 0,05$ implique aucun biais de simultanéité, donc pas de modèle Tobit à équations simultanées ; (14) Test du multiplicateur de Lagrange ; un LM $< 3,84$ montre que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au log du revenu total ; (15) N40=N80=N120=N160=N200=0 ; (16) Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

Tableau A4 : Coefficients de régression des estimations tobit – simultanées ou non – des déterminants du niveau d'éducation combiné des membres des ménages ruraux – Burkina Faso 1994-95¹

Paramètres Variables	Tobit : (a) variable dépendante = éducation combinée des ménages ≥7 ans ; (b) (1) Tobit simultanée					
	Dépenses par tête : logarithme ²			Dépenses par tête : spline (variation) ³		
	β	t ¹²	Ef. m.g. ¹⁵	β	t ¹²	Ef. m.g. ¹⁵
Constante	-201,795	-15,924*	-88,790*	-26,160	-2,699*	-11,547*
Démographie du chef de ménage						
Age du chef de ménage	-0,350	-1,649**	-0,154**	-0,404	-1,863**	-0,178**
(Age du chef de ménage) ² /100	0,170	0,768	0,075	0,160	0,724	0,705
Sexe du chef de ménage – homme ⁴	0,434	0,183	0,191	2,971	0,111	1,311
Autres membres du ménage⁵						
Age	0,138	1,199	0,061	0,088	0,631	0,039
(Age) ² /100	-0,296	-1,625**	-0,130	-0,257	-1,210	-0,113
Démographie du ménage						
Log taille du ménage	20,958	13,445*	9,222*	20,370	14,144*	8,991*
Proportion enfants 0-4 ans	18,717	2,389*	8,235*	7,827	1,008	3,455
Proportion enfants 5-14ans	42,385	5,809*	18,649*	33,074	4,931*	14,600*
Proportion enfants 15-60 ans ⁶	19,936	3,041*	8,772*	16,580	2,705*	7,319*
Pourcentage employés/ménage	-0,048	-1,480	-0,021	-0,031	-0,861	-0,014
Statut du travail chef ménage⁷						
Salarié non protégé	-11,560	-1,924*	-5,096	-23,893	-4,327*	-10,547*
Indépendant non agricole évolutif	-30,191	-2,850*	-13,284*	-44,850	-4,591*	-19,798*
Indépendant non agricole involutif	-12,542	-3,025*	-5,518*	-34,151	-8,449*	-15,075*
Agriculture progressive	-26,954	-6,693*	-11,860*	-52,050	-12,736*	-22,976*
Agriculture de subsistance	-24,038	-6,278*	-10,577*	-49,729	-13,818*	-21,952*
Elevage	-34,847	-8,063*	-15,333*	-59,282	-14,603*	-26,169*
Chômeur	-56,826	-2,649*	-25,003*	-83,234	-3,123*	36,830*
Autre actif	-11,282	-1,991*	-4,968*	-33,548	-5,401*	-14,809*
Inactif	-20,946	-4,824*	-9,216*	-45,194	-10,446*	-19,950*
Migrant⁸	0,589	0,419	0,259	-0,368	-0,252	-0,162
Ethnie⁹						
Dioula et assimilés	-4,794	-3,735*	-2,109*	-4,106	-3,149*	-1,812*
Peuhl	-15,867	-5,905*	-6,981*	-15,976	-5,867*	-7,052*
Localisation géographique¹⁰						
Sud & Sud-Ouest	-5,479	-3,023*	-2,411*	-6,922	-3,757*	-3,055*
Centre-Nord	-3,096	-1,651**	-1,362*	-5,217	-2,735*	-2,303*
Centre-Sud	0,608	0,363*	0,268*	-0,674	-0,398	-0,297
Nord	-5,272	-1,776**	-2,320*	-13,778	-4,598*	-6,082*
Propriétaire de terres	-10,087	-5,092*	-4,438*	-12,446	-6,209*	-5,494*
Accès école primaire <1 heure	17,873	11,288*	7,864*	19,821	11,200*	8,749*
Existence de transferts¹¹	-0,691	-0,519	-0,304	-1,791	-1,349	-0,790
Log des dépenses par tête	42,985	23,519*	18,913*	-	-	-
Dépenses par tête : spline 2						
NVIE	-	-	-	-0,618	-6,881*	-0,272*
N40	-	-	-	-0,299	-2,456*	-0,132*
N80	-	-	-	-0,243	-2,119*	-0,107*
N120	-	-	-	-0,036	-0,199	-0,016
N160	-	-	-	-0,308	-1,370	-0,136
N200	-	-	-	-0,290	-2,397*	-0,128*
σ ₁₂ /σ ₂ ²	-29,866	-16,594*	-	-33,450	64,987*	-
S(u ₁₁ ,ε ₂₁)	31,968	65,470*	-	-	-	-
Log de vraisemblance			-9104,33			-14606,85
χ ² (sig)			6574,04 (0,000)			1071,52 (0,000)
σ ₁ ²			1346,68			
σ ₂ ²			0,37			
N pondéré			5888			5888
Test exogénéité - t (sig) ¹³			-13,855 (0,000)			-
Test hétéroscédasticité - LM ¹⁴			0,049 (0,175)			-
Wald test ¹⁶ : β ₀ =...=β _n			-			168,34 (0,000)

(1) La variable dépendante est le niveau d'éducation combiné des ménages. Il est obtenu en faisant la moyenne pondérée du taux de scolarisation des 7-14 ans – rapport entre, d'une part, le nombre d'enfants en âge de fréquenter le primaire et le secondaire de 7-14 ans et en cours de scolarisation et, d'autre part, le nombre d'enfants en âge de fréquenter le primaire et le secondaire de 7-14 ans – et le taux d'alphabétisation des adultes de 15 ans et plus. La pondération est respectivement de 1/3 et 2/3 ; (2) Les dépenses par tête des ménages sont prises sous forme logarithmique ; (3) Voir note (5) tableau 1 ; (4) Base = femmes ; (5) Agés de plus de 19 ans ; (6) Pour éviter les problèmes de singularité, les personnes de plus de 60 ans sont exclues ; (7) Base = salarié protégé ; (8) Chef de ménage migrant à la recherche d'un emploi ou de terre ; (9) Base = Mossi et assimilés ; (10) Base = Ouest ; (11) oui = 1 ; (12) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (13) Test d'exogénéité fondé sur l'approche de Blundell, Smith [1986] ; le t se réfère à un facteur inhérent aux résidus de la régression du log du niveau de vie par rapport à un ensemble de variables instrumentales ; un seuil de signification ≥ 0,05 implique aucun biais de simultanéité, donc pas de modèle Tobit à équations simultanées ; (14) Test du multiplicateur de Lagrange ; un LM <3,84 montre que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au log du revenu total ; (15) Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique ; (16) N40=N80=N120=N160=N200=0 ;

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

Tableau A5: Coefficients de régression des estimations tobit – simultanées ou non – des déterminants du niveau d'éducation combiné des membres des ménages urbains – Burkina Faso 1994-95¹

Paramètres Variables	Tobit : (a) variable dépendante = éducation combinée des ménages ≥7 ans ; (b) (1) Tobit simultanée					
	Dépenses par tête : logarithme ²			Dépenses par tête : spline (variation) ³		
	(1)			(2)		
	β	t ¹¹	Ef. m.g. ¹⁴	β	t ¹¹	Ef. m.g. ¹⁴
Constante	-151,074	-7,689*	-142,010*	-16,317	-0,836	-15,387
Démographie du chef de ménage						
Age du chef de ménage	-1,088	-3,785*	-1,023*	-0,940	-2,971*	-0,887*
(Age du chef de ménage) ² /100	1,068	3,295*	1,004*	0,818	2,418*	0,772*
Sexe du chef de ménage – homme ⁴	3,924	1,996*	3,689*	4,630	2,137*	4,366*
Autres membres du ménage⁵						
Age	-0,104	-0,855	-0,098	-0,264	-1,954**	-0,249**
(Age) ² /100	-0,044	-0,204	-0,041	0,242	1,007	0,228
Démographie du ménage						
Log taille du ménage	11,633	7,167*	10,935*	12,864	7,968*	12,131*
Proportion enfants 0-4 ans	27,084	3,155*	25,459*	18,477	1,772**	17,423*
Proportion enfants 5-14ans	63,696	7,771*	59,874*	60,490	6,136*	57,040*
Proportion enfants 15-60 ans ⁶	44,228	6,300*	41,574*	47,295	5,172*	44,597*
Pourcentage employés/ménage	-0,110	-3,963*	-0,103*	-0,093	-3,016*	-0,087*
Statut du travail chef ménage⁷						
Salarié non protégé	-4,205	-1,792**	-3,953**	-12,599	-5,580*	-11,880*
Indépendant non agricole évolutif	-12,550	-2,168*	-11,797*	-16,657	-3,499*	-15,707*
Indépendant non agricole involutif	-9,174	-4,159*	-8,628*	-19,966	-9,848*	-18,827*
Agriculture progressive	-12,751	-1,284	-11,986*	-24,976	-3,120*	-23,552*
Agriculture de subsistance	-12,608	-4,539*	-11,852*	-23,259	-8,705*	-21,932*
Elevage	-29,781	-1,556	-27,994*	-38,063	-2,302*	-35,892*
Chômeur	-3,177	-1,036	-2,986*	-9,613	-2,903*	-9,065*
Autre actif	6,745	1,572	6,340	-3,264	-0,656	-3,078
Inactif	0,981	0,333	0,922	-6,677	-2,408*	-6,296*
Migrant⁸	-6,131	-4,598*	-5,763*	-10,491	-7,019*	-9,892*
Ethnie⁹						
Dioula et assimilés	0,412	0,307	0,387	1,713	1,201	1,616
Peuhl	-6,062	-1,765*	-5,698*	-4,904	-1,339	-4,624
Localisation géographique¹⁰						
Petites villes	-2,874	-1,878**	-2,702*	-2,465	-1,489	-2,324
Propriétaire de terres	-3,121	-1,761**	-2,934**	-3,920	-2,110*	-3,696*
Accès école primaire <1 heure	-4,359	-0,269	-4,097	-8,264	-0,628	-7,792
Log des dépenses par tête	36,316	26,494*	34,137*	-	-	-
Dépenses par tête : spline 2						
NVIE	-	-	-	0,824	3,110*	0,777*
N40	-	-	-	-0,547	-1,844**	-0,541**
N80	-	-	-	-0,035	-0,248	-0,032
N120	-	-	-	-0,208	-1,416	-0,196
N160	-	-	-	0,364	-2,451*	0,342
N200	-	-	-	-0,349	-4,901*	-0,329*
σ ₁₂ /σ ₂ ²	-28,076	-18,912*	-	31,908	64,613*	-
s(u ₁ , ε ₂)	29,214	62,478*	-	-	-	-
Log de vraisemblance			-8007,62			-11530,02
χ ² (sig)			4147,31 (0,000)			624,92 (0,000)
σ ₁ ²			1172,20			
σ ₂ ²			0,40			
N pondéré			2707			2707
Test exogénéité - t (sig) ¹²			-16,449 (0,000)			-
Test hétéroscédasticité - LM ¹³			5,464 (0,980)			-
Wald test ¹⁵ : β ₀ =...=β _n			-			207,22 (0,000)

(1) La variable dépendante est le niveau d'éducation combiné des ménages. Il est obtenu en faisant la moyenne pondérée du taux de scolarisation des 7-14 ans – rapport entre, d'une part, le nombre d'enfants en âge de fréquenter le primaire et le secondaire de 7-14 ans et en cours de scolarisation et, d'autre part, le nombre d'enfants en âge de fréquenter le primaire et le secondaire de 7-14 ans – et le taux d'alphabétisation des adultes de 15 ans et plus. La pondération est respectivement de 1/3 et 2/3 ; (2) Les dépenses par tête des ménages sont prises sous forme logarithmique ; (3) Voir note (5) tableau 1 ; (4) Base = femmes ; (5) Agés de plus de 19 ans ; (6) Pour éviter les problèmes de singularité, les personnes de plus de 60 ans sont exclues ; (7) Base = salarié protégé ; (8) Chef de ménage migrant à la recherche d'un emploi ou de terre ; (9) Base = Mossi et assimilés ; (10) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (11) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (12) Test d'exogénéité fondé sur l'approche de Blundell, Smith [1986] ; le t se réfère à un facteur inhérent aux résidus de la régression du log du niveau de vie par rapport à un ensemble de variables instrumentales ; un seuil de signification ≥ 0,05 implique aucun biais de simultanéité, donc pas de modèle Tobit à équations simultanées ; (13) Test du multiplicateur de Lagrange ; un LM < 3,84 montre que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au log du revenu total ; (14) Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique ; (15) N40=N80=N120=N160=N200=0 ;

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

Tableau A6: Coefficients de régression des estimations probit des déterminants de l'accès à la scolarisation des individus de 7-19 ans en milieu rural – Burkina Faso 1994-95¹

Paramètres	Probit : variable dépendante = accès à la scolarisation des individus 7-19 ans					
	Dépenses par tête : logarithme ²			Dépenses par tête : spline (variation) ³		
	(1)			(2)		
	β	t ¹³	Ef. m.g. ¹⁸	β	t ¹³	Ef. m.g. ¹⁸
Constante	-4,461	-11,235*	-1,038*	-3,667	-9,450*	-0,851*
Education du chef de ménage⁴						
Primaire	0,348	7,159*	0,093*	0,343	7,050*	0,092*
Secondaire 1c + formation <Bepec	-0,093	-0,608	-0,021	-0,007	-0,042	-0,002
Secondaire 2c + formation >Bepec	0,455	3,589*	0,130*	0,490	3,803*	0,141*
Démographie du chef de ménage						
Age du chef de ménage	0,033	5,323*	0,008*	0,034	5,453*	0,008*
(Age du chef de ménage) ² /100	-0,036	-5,891*	-0,008*	-0,036	-5,969*	-0,008*
Sexe du chef de ménage – homme ⁵	-0,221	-2,741*	-0,057*	-0,232	-2,865*	-0,060*
Autres membres du ménage⁶						
Instruction (années)	0,318	15,032*	0,074*	0,332	15,599*	0,077*
(Instruction) ² /100	-2,476	-8,933*	-0,576*	-2,690	-9,621*	-0,625*
Age	-0,028	-5,960*	-0,006*	-0,027	-5,830*	-0,006*
(Age) ² /100	0,046	6,796*	0,011*	0,045	6,647*	0,010*
Démographie des enfants						
Sexe ⁷	0,468	17,536*	0,107*	0,472	17,673*	0,108*
Age	0,345	10,979*	0,080*	0,351	11,126*	0,081*
(Age) ² /100	-0,019	-14,642*	-0,004*	-0,020	-14,795*	-0,004*
Démographie du ménage						
Log taille du ménage	0,288	8,602*	0,067*	0,295	8,779*	0,068*
Proportion enfants 0-4 ans	-0,118	-0,398	-0,027	-0,139	-0,470	-0,032
Proportion enfants 5-14ans	-0,024	-0,090	-0,006	-0,012	-0,047	-0,003
Proportion enfants 15-60 ans ⁸	-0,060	-0,231	-0,014	-0,048	-0,183	-0,011
Pourcentage employés/ménage	0,002	1,480	0,001	0,002	1,889**	0,001**
Statut du travail chef ménage⁹						
Salarié non protégé	-0,223	-1,139	-0,046	-0,098	-0,493	-0,021
Indépendant non agricole évolutif	-0,615	-2,433*	-0,100*	-0,661	-2,611*	-0,105*
Indépendant non agricole involutif	-0,404	-2,792*	-0,076*	-0,376	-2,545*	-0,071*
Agriculture progressive	-0,884	-6,759*	-0,145*	-0,889	-6,258*	-0,140*
Agriculture de subsistance	-0,797	-6,250*	-0,206*	-0,754	-5,770*	-0,194*
Elevage	-0,969	-7,231*	-0,146*	-0,934	-6,814*	-0,143*
Chômeur	-0,928	-1,272	-0,125*	-0,889	-1,215	-0,122*
Autre actif	-0,289	-1,401	-0,057**	-0,176	-0,845	-0,037
Inactif	-0,560	-4,007*	-0,098*	-0,492	-3,434*	-0,089*
Migrant¹⁰	-0,003	-0,091	-0,001	0,003	0,072	-0,062
Ethnie¹¹						
Dioula et assimilés	-0,129	-3,778*	-0,029*	-0,136	-3,976*	-0,031*
Peuhl	-0,624	-7,100*	-0,106*	-0,603	-6,836*	-0,103*
Localisation géographique¹²						
Sud & Sud-Ouest	-0,116	-2,346*	-0,026*	-0,115	-2,316*	-0,026*
Centre-Nord	-0,054	-1,116	-0,012	-0,055	-1,134	-0,013
Centre-Sud	0,157	3,626*	0,038*	0,162	3,720*	0,039*
Nord	-0,187	-2,158*	-0,040*	-0,200	-2,295*	-0,042*
Propriétaire de terres	-0,256	-4,991*	-0,066*	-0,235	-4,542*	-0,061*
Accès école primaire <1 heure	0,881	15,278*	0,141*	0,879	15,249*	0,141*
Existence de transferts¹³	-0,052	-1,566	-0,012	-0,049	-1,465	-0,011
Log des dépenses par tête	0,420	16,982*	0,977*	-	-	-
Dépenses par tête : spline 2						
NVIE	-	-	-	0,015	7,299*	0,003*
N40	-	-	-	-0,007	-2,251*	-0,002*
N80	-	-	-	-0,008	-2,484*	-0,002*
N120	-	-	-	-0,012	-2,126*	-0,003*
N160	-	-	-	0,041	5,199*	0,009*
N200	-	-	-	-0,030	-6,224*	-0,007*
Log de vraisemblance			-6101,60			-6081,46
χ^2 (sig)			-2352,77 (0,000)			2393,05 (0,000)
N pondéré			15087			15087
Test d'exogénéité - t (sig) ¹⁴			0,140 (0,888)			-
Test d'hétéroscédasticité - LM ¹⁵			0,898 (0,656)			-
Wald test ¹⁶ : $\beta_1 = \dots = \beta_n$			-			122,88 (0,000)
ZM ¹⁷			0,551			0,553

(1) La variable dépendante est codée 1 si les individus de 7-19 ans qui ne travaillent pas régulièrement – classés “autres actifs” et “inactifs” – sont scolarisés – en 1993-94 –, et 0 sinon ;

(2) Les dépenses par tête des ménages sont prises sous forme logarithmique ; (3) Voir note (5) tableau 1 ; (4) Base = sans instruction ; (5) Base = femmes ; (6) Agés de plus de 19 ans ;

(7) Base = filles ; (8) Pour éviter les problèmes de singularité, les personnes de plus de 60 ans sont exclues ; (9) Base = salarié protégé ; (10) Chef de ménage migrant à la recherche d'un emploi ou de terre ; (11) Base = Mossi et assimilés ; (12) Base = Ouest ; (13) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (14)

Test d'exogénéité fondé sur l'approche de Blundell, Smith [1986] ; le t se réfère à un facteur inhérent aux résidus de la régression du log du niveau de vie par rapport à un ensemble de variables instrumentales ; un seuil de signification = 0,05 implique aucun biais de simultanéité, donc pas de modèle avec variables instrumentales ; (15) Test du multiplicateur de Lagrange ; un LM < 3,84 montre que le modèle rejette l'hypothèse rapport au log du revenu total ; (16) N40=N80=N120=N160=N200=0 ; (17) Pseudo-R² de Zavoina et McKelvey [1975] ;

(18) Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique ; (19) Oui = 1.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

Tableau A7: Coefficients de régression des estimations probit des déterminants de l'accès à la scolarisation des individus de 7-19 ans en milieu urbain- Burkina Faso 1994-95¹

Paramètres Variables	Probit : variable dépendante = accès à la scolarisation des individus 7-19 ans					
	Dépenses par tête : logarithme ²			Dépenses par tête : spline (variation) ³		
	(1)	(1)	(1)	(2)	(2)	(2)
	β	t ¹³	Ef. mg. ¹⁸	β	t ¹³	Ef. mg. ¹⁸
Constante	-1,115	-1,640**	-0,382**	-3,667	-9,450*	-0,851*
Education du chef de ménage⁴						
Primaire	0,117	2,184*	0,039*	0,343	7,050*	0,092*
Secondaire 1c + formation <Bepc	0,539	5,700*	0,157*	-0,007	-0,042	-0,002
Secondaire 2c + formation >Bepc	0,231	2,938*	0,075*	0,490	3,803*	0,141*
Démographie du chef de ménage						
Age du chef de ménage	0,036	3,455*	0,012*	0,034	5,453*	0,008*
(Age du chef de ménage) ² /100	-0,034	-3,224*	-0,011*	-0,036	-5,969*	-0,008*
Sexe du chef de ménage - homme ⁴	-0,103	-1,408	-0,035	-0,232	-2,865*	-0,060*
Autres membres du ménage⁶						
Instruction (années)	0,062	3,895*	0,021*	0,332	15,599*	0,077*
(Instruction) ² /100	-0,505	-3,740*	-0,173*	-2,690	-9,621*	-0,625*
Age	-0,014	-2,564*	-0,005*	-0,027	-5,830*	-0,006*
(Age) ² /100	0,027	2,940*	0,009*	0,045	6,647*	0,010*
Démographie des enfants						
Sexe ⁷	0,526	13,520*	0,178*	0,472	17,673*	0,108*
Age	0,064	1,574	0,022	0,351	11,126*	0,081*
(Age) ² /100	-0,007	-4,208*	-0,002*	-0,020	-14,795*	-0,004*
Démographie du ménage						
Log taille du ménage	0,116	2,379*	0,040*	0,295	8,779*	0,068*
Proportion enfants 0-4 ans	-0,510	-0,991	-0,175	-0,139	-0,470	-0,032
Proportion enfants 5-14ans	0,335	0,705	0,115	-0,012	-0,047	-0,003
Proportion enfants 15-60 ans ⁸	-0,339	-0,727	-0,116	-0,048	-0,183	-0,011
Pourcentage employés/ménage	-0,001	-0,469	-0,001	0,002	1,889**	0,001**
Statut du travail chef ménage⁹						
Salaire protégé	-0,092	-1,110	-0,032	-0,098	-0,493	-0,021
Indépendant non agricole évolutif	-0,370	-3,002*	-0,137*	-0,661	-2,611*	-0,105*
Indépendant non agricole involutif	-0,371	-5,339*	-0,134*	-0,376	-2,545*	-0,071*
Agriculture progressive	-0,261	-1,431	-0,095*	-0,889	-6,258*	-0,140*
Agriculture de subsistance	-0,587	-7,551*	-0,214*	-0,754	-5,770*	-0,194*
Elevage	-1,818	-4,957*	-0,146*	-0,934	-6,814*	-0,143*
Chômeur	-0,280	-2,778*	-0,608*	-0,889	-1,215	-0,122*
Autre actif	-0,479	-2,252*	-0,101*	-0,176	-0,845	-0,037
Inactif	-0,111	-1,309	-0,180*	-0,492	-3,434*	-0,089*
Migrant¹⁰	-0,084	-1,786**	-0,039	0,003	0,072	-0,062
Ethnie¹¹						
Dioula et assimilés	-0,121	-2,784*	-0,029*	-0,136	-3,976*	-0,031*
Peuhl	-0,410	-3,877*	-0,042*	-0,603	-6,836*	-0,103*
Localisation géographique¹²						
Petites villes	-0,117	-2,353*	-0,152*	-0,200	-2,295*	-0,042*
Propriétaire de terres	-0,174	-3,480*	-0,041*	-0,235	-4,542*	-0,006*
Accès école primaire <1 heure	0,177	-0,417	-0,061	0,879	15,249*	0,141*
Log des dépenses par tête	0,296	8,977*	0,102*	-0,049	-1,465	-0,011
Dépenses par tête : spline 2						
NVIE	-	-	-	0,024	3,808*	0,008*
N40	-	-	-	-0,017	-2,265*	-0,006*
N80	-	-	-	-0,005	-1,322	-0,002
N120	-	-	-	-0,002	0,484	-0,001
N160	-	-	-	-0,006	-1,257	-0,002
N200	-	-	-	0,002	0,941	0,001
Log de vraisemblance			-2901,06			-2890,85
χ^2 (sig)			1367,65 (0,000)			1388,07 (0,000)
N pondéré			5677			5677
Test exogénéité - t (sig) ¹⁴			-0,593 (0,553)			-
Test hétéroscédasticité - LM ¹⁵			0,286 (0,407)			-
Wald test ¹⁶ : $\beta_0 = \dots = \beta_n$			-			72,32 (0,000)
ZM ¹⁷			0,507			0,508

(1) La variable dépendante est codée 1 si les individus de 7-19 ans qui ne travaillent pas régulièrement – classés “autres actifs” et “inactifs” – sont scolarisés – en 1993-94 –, et 0 sinon. ; (2) Les dépenses par tête des ménages sont prises sous forme logarithmique ; (3) Voir note (5) tableau 1 ; (4) Base = sans instruction ; (5) Base = femmes ; (6) Agés de plus de 19 ans ; (7) Base = filles ; (8) Pour éviter les problèmes de singularité, les personnes de plus de 60 ans sont exclues ; (9) Base = salarié protégé ; (10) Chef de ménage migrant à la recherche d'un emploi ou de terre ; (11) Base = Mossi et assimilés ; (12) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (13) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (14) Test d'exogénéité fondé sur l'approche de Blundell, Smith [1986] ; le t se réfère à un facteur inhérent aux résidus de la régression du log du niveau de vie par rapport à un ensemble de variables instrumentales ; un seuil de signification $\geq 0,05$ implique aucun biais de simultanéité, donc pas de modèle avec variables instrumentales ; (15) Test du multiplicateur de Lagrange ; un LM $< 3,84$ montre que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au log du revenu total ; (16) N40=N80=N120=N160=N200=0 ; (17) Pseudo-R² de Zavoina et McKelvey [1975] ; (18) Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 – pondération normalisée.

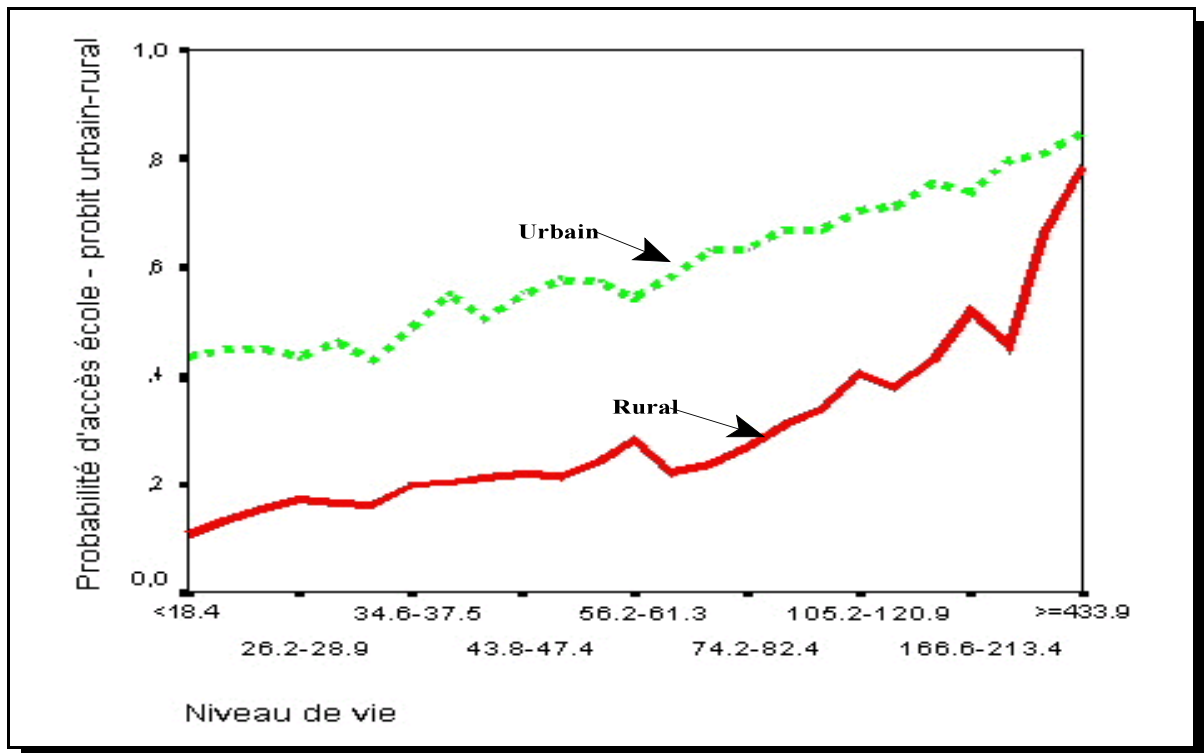


Figure A1 : Probabilité d'accès à l'école selon les milieux rural-urbain et le niveau de vie – Burkina Faso 1994-95

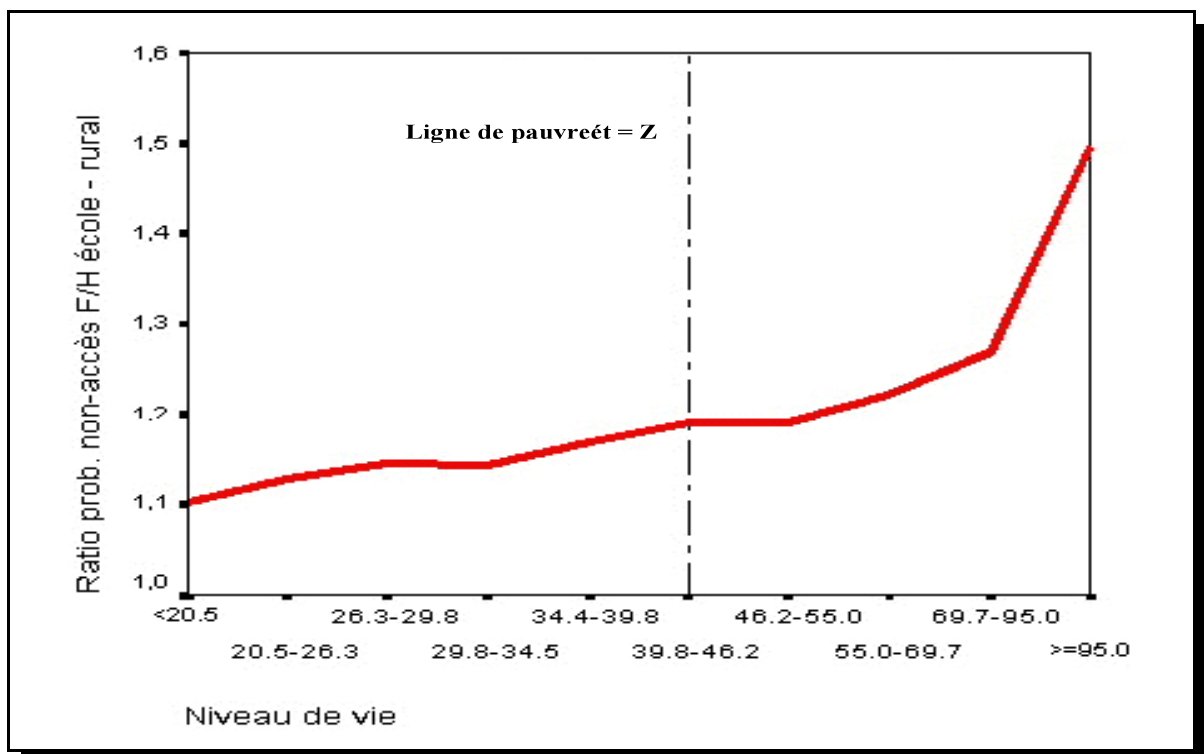


Figure A2 : Ratio des probabilités de non-accès des filles et des garçons à l'école en milieu urbain – Burkina Faso 1994-95

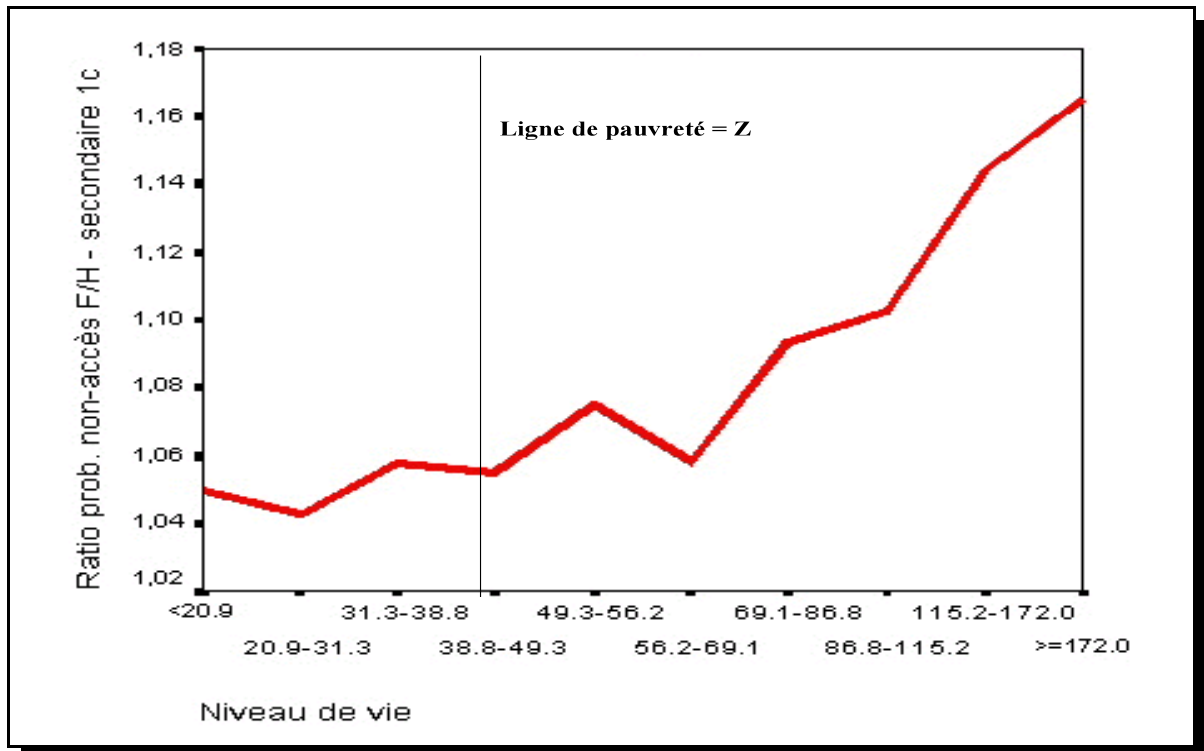


Figure A3 : Ratio des probabilités de non-accès des filles et des garçons au *premier cycle* du secondaire - Burkina Faso 1994-95

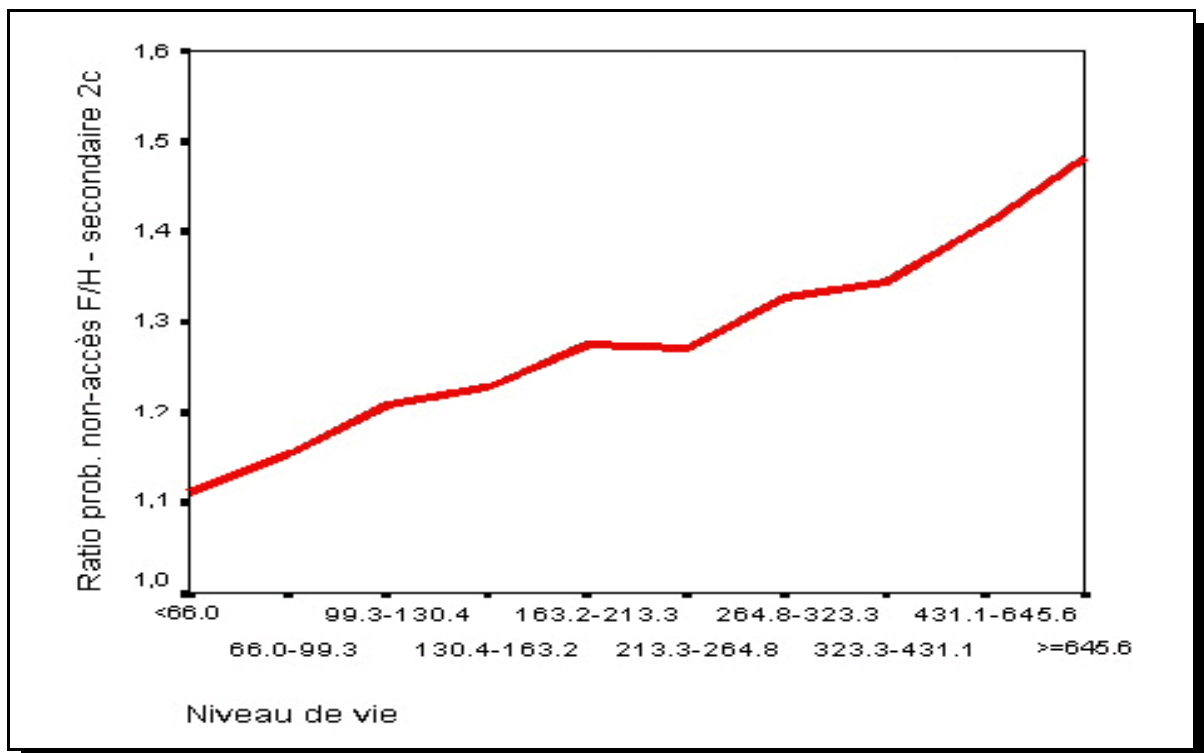


Figure A4 : Ratio des probabilités de non-accès des filles et des garçons au *deuxième cycle* du secondaire – Burkina Faso 1994-95