

LSM112

Sept. 1995



Etude sur le mesure
des niveaux de vie
Document de travail N° 112

La relation entre le nombre des enfants et la scolarisation

Le cas de la Côte d'Ivoire et du Ghana



La relation entre le nombre des enfants et la scolarisation

Le cas de la Côte d'Ivoire et du Ghana

Etude sur la mesure des niveaux de vie

L'Etude sur la mesure des niveaux de vie (LSMS) a été créée par la Banque mondiale en 1980 pour examiner les moyens d'améliorer la nature et la qualité des données sur les ménages recueillies par les bureaux de statistiques des pays du tiers monde. Son objectif est de promouvoir une utilisation accrue des données relatives aux ménages pour servir de base à la prise de décisions de politique générale. Spécifiquement, la LSMS s'efforce de mettre au point de nouvelles méthodes qui permettent de suivre les progrès réalisés pour améliorer les niveaux de vie, identifier les répercussions que les mesures officielles (passées et envisagées) ont eu sur les ménages, et améliorer les communications entre les statisticiens, les analystes de l'enquête et les dirigeants.

La série de documents de travail de la LSMS a été entreprise pour disséminer les résultats intermédiaires de l'Etude. Les publications de la série comprennent des études critiques couvrant différents aspects du programme LSMS de collecte de données ainsi que des rapports sur les méthodologies améliorées pour l'utilisation de données de l'Enquête sur les niveaux de vie (LSS). Des publications plus récentes recommandent d'entreprendre des enquêtes spécifiques, des questionnaires et des structures de traitement des données, et démontrent l'ampleur avec laquelle on peut analyser la politique générale en se servant des données tirées de l'Enquête sur les niveaux de vie.

LSMS document de travail
N° 112

La relation entre le nombre des enfants et la scolarisation

Le cas de la Côte d'Ivoire et du Ghana

Mark Montgomery
Aka Kouamé
Raylynn Oliver

Banque mondiale
Washington, D.C.

Copyright © 1995
Banque internationale pour la reconstruction
et le développement/BANQUE MONDIALE
1818 H Street, N.W.
Washington, D.C. 20433,
Etats-Unis d'Amérique

Tous droits réservés
Imprimé aux Etats-Unis d'Amérique
Premier tirage : septembre 1995

Pour que les résultats des recherches puissent être présentés dans les meilleurs délais possibles, le texte dactylographié n'a pas été établi selon les mêmes méthodes que les textes imprimés officiels et la Banque mondiale ne s'estime pas responsable des erreurs qui pourraient s'y trouver. Des sources citées dans ce texte peuvent être des documents non-officiels qui ne sont pas facilement disponibles.

Les observations, interprétations et conclusions exprimées n'engagent que leur auteur et ne sauraient être attribuées à la Banque mondiale, à ses institutions affiliées, ni aux membres du Conseil d'Administration ou les pays qu'ils représentent. La Banque mondiale ne garantit pas l'exactitude des données dans cette publication et ne s'estime pas responsable des conséquences de leur utilisation. Les frontières, les couleurs, les dénominations et autres informations montrées sur les cartes de cette publication n'impliquent, de la part de la Banque mondiale ou de ses institutions affiliées, aucun jugement quant au statut juridique d'un territoire ni l'acceptation de ces frontières.

Le contenu de cette publication fait l'objet d'un copyright. Les demandes d'autorisation de reproduction sont à adresser au Directeur du Département des publications, à l'adresse indiquée ci-dessus. La Banque mondiale encourage la diffusion de ses travaux et donne normalement cette autorisation dans les meilleurs délais et à titre gracieux si la reproduction n'est pas à but lucratif. L'autorisation de photocopier des pages à des fins pédagogiques est donnée par le Copyright Clearance Center, Inc., Suite 910, 222 Rosewood Drive, Danvers, Massachusetts 01923, U.S.A.

La liste complète de toutes les publications figure dans Index of Publications, qui paraît tous les ans et contient la liste des titres par ordre alphabétique et des index par sujet, par auteur et par pays et région; l'Index est surtout utile aux bibliothèques et aux acheteurs institutionnels. La dernière édition peut être obtenue gratuitement auprès du Distribution Unit, Office of the Publisher, The World Bank, 1818 H Street, N.W., Washington, D.C. 20433, U.S.A. ou de Publications, The World Bank, 66, avenue d'Iéna, 75116 Paris, France.

ISBN : 0-8213-3374-7
ISSN : 0253-4517

Mark Montgomery est chercheur associé au Conseil de la population et professeur associé d'économie à l'Université de l'état de New York, à Stony Brook. Aka Kouamé est maître de conférences et coordinateur de recherches à l'Institut de formation et de recherche démographique (IFORD) à Yaoundé, au Cameroun. Raylynn Oliver est consultante auprès du Département technique de l'Afrique à la Banque mondiale.

La Bibliothèque du Congrès des Etats-Unis a catalogué l'édition anglaise comme suit:

Montgomery, Mark, 1953—

The tradeoff between number of children and child schooling :
evidence from Côte d'Ivoire and Ghana / Mark Montgomery, Aka Kouamé,
Raylynn Oliver.

p. cm. — (LSMS working paper, ISSN 0253-4517; no. 112)

Includes bibliographical references.

ISBN 0-8213-3123-X

1. Fertility, Human—Côte d'Ivoire. 2. Fertility, Human—Ghana.
3. Education—Côte d'Ivoire. 4. Education—Ghana. I. Kouamé, Aka,
1959— . II. Oliver, Raylynn, 1960— . III. Title. IV. Series.

HB1076.A3M66 1994

304.6'3'096668—dc20

94-23764

CIP

**La relation entre le nombre des enfants et la scolarisation:
le cas de la Côte d'Ivoire et du Ghana**

Avant-propos vii

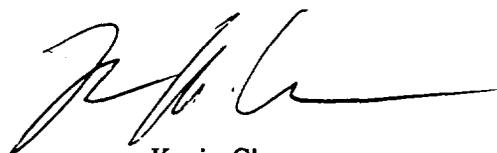
**Papier Numéro 1: "Fécondité et scolarisation des enfants en Côte d'Ivoire"
par Mark Montgomery et Aka Kouamé 1**

**Papier Numéro 2: "Fécondité et scolarisation des enfants au Ghana:
Preuve de l'existence d'une relation entre la qualité
et le nombre d'enfants" par Raylynn Oliver 71**

Avant-propos

Une caractéristique bien connue du déclin de la fécondité dans les pays en voie de développement est que les parents commencent à avoir moins d'enfants, mais qu'ils prennent plus soin de chacun d'entre eux et investissent plus dans sa santé et son éducation. Les facteurs qui les poussent à faire ce choix présentent un grand intérêt politique, parce qu'ils encouragent simultanément un ralentissement de la croissance de la population et une amélioration de sa qualité. Les deux documents présentés dans ce volume examinent les facteurs déterminants de la fécondité et de la scolarisation des enfants en Côte d'Ivoire et au Ghana, pour juger des preuves d'un compromis entre le nombre des enfants et le niveau de la scolarisation de ces enfants. En Côte d'Ivoire, il est prouvé qu'un tel choix existe dans les zones urbaines, mais pas dans les zones rurales. La scolarisation des filles, un revenu plus élevé et l'amélioration de la survie des enfants sont liés avec une fécondité plus basse et une scolarisation plus élevée des enfants. Au Ghana, dans les zones urbaines et rurales on peut affirmer que ce choix existe entre la fécondité et la scolarisation des enfants avec l'élévation des revenus, et dans les zones rurales, avec l'augmentation de la scolarisation des femmes.

Ces deux articles font partie d'une série de documents du projet de recherche de la Banque mondiale sur "Les déterminants économiques et politiques de la fécondité en Afrique subsaharienne", exécuté sous la tutelle de la Division de la pauvreté et des ressources humaines du Département technique de l'Afrique (AFTHR) et dirigé par Martha Ainsworth, chercheur principal à la Division. Ce projet fait partie d'un travail de recherche plus étendu de la Division de la pauvreté et des ressources humaines du Département de recherche, politiques de développement (PRDPH) qui étudie le rôle des ressources humaines dans le développement économique. Les données utilisées proviennent des enquêtes de niveau de vie menées au Ghana et en Côte d'Ivoire, et qui font partie des nombreuses enquêtes des ménages faites pour l'Etude des niveaux de vie, réalisées dans les pays en voie de développement avec l'aide de la Banque mondiale.



Kevin Cleaver
Directeur
Département technique pour l'Afrique



Lyn Squire, Directeur
Département de recherche,
politiques de développement

Papier Numéro 1

**Fécondité et scolarisation
des enfants au Côte d'Ivoire**

Mark R. Montgomery
Aka Kouamé

Table des matières

Fécondité et scolarisation des enfants au Côte d'Ivoire

Résumé	3
Remerciements	4
Introduction	5
La relation quantité-qualité: vue d'ensemble	11
Une relation de cause à effet	11
Le rôle des variables exogènes	12
La structure de la famille africaine et la transition entre la quantité et la qualité des enfants	15
Les politiques de l'enseignement et la relation entre la quantité et la qualité	17
Le contexte ivoirien et les données	19
Population et politique de main-d'oeuvre	19
Le système d'enseignement	20
Les données de l'enquête sur les niveaux de vie	21
Méthodologie	23
Résultats	26
Description de l'échantillon	26
Résultats de l'analyse multivariée	38
L'endogénéité de la consommation	41
Analyse selon le milieu de résidence	42
Modèles alternatifs	46
Révision de la relation entre la quantité et la qualité des enfants	49
Le prix de la scolarisation	53
Conclusions	57
Références	67

Résumé

Ce rapport examine la relation entre la fécondité et les investissements faits par les parents dans la scolarisation de leurs enfants en Côte d'Ivoire. On s'attendait à ce que les familles avec un grand nombre d'enfants aient tendance à investir moins dans chacun d'entre eux, et que les familles ayant moins d'enfants investissent plus dans le capital humain de chaque enfant. Cet "échange" entre la quantité et la qualité a été particulièrement visible dans le développement économique récent de l'Asie du sud-est et de l'Amérique latine. Par contre, dans l'Afrique subsaharienne, l'existence d'un tel choix n'a pas encore été établie. Les quelques études faites à ce jour en Afrique ne suggèrent aucune relation particulière entre la dimension de la famille et la scolarisation, ou sous-entendent un rapport positif selon lequel une fécondité plus élevée serait associée avec une scolarisation plus élevée par enfant. Le présent document se penche sur les preuves relatives au choix entre la quantité et la qualité en Côte d'Ivoire, en utilisant les données des trois tours de l'enquête des niveaux de vie, menée entre 1985 et 1987 dans ce pays.

Les faits suggèrent qu'il existe deux types de relations très différents entre la fécondité et la scolarisation des enfants. Dans les zones rurales de la Côte d'Ivoire, il n'y a aucun échange: l'élévation de la fécondité va de pair avec l'élévation de la scolarisation. Les zones urbaines, par contre, sont caractérisées par le choix qui existe en Asie du sud-est et ailleurs dans le monde en voie de développement. L'éducation des femmes, qui diminue la fécondité et augmente l'investissement dans la scolarisation des enfants, est un facteur important de cet échange dans les zones urbaines, et les résultats semblent montrer que l'amélioration du taux de survie des enfants joue aussi un rôle important. Une explication possible pour l'absence d'échange dans les zones rurales est que les ménages ont moins accès aux services du planning familial, qui, dans les zones urbaines sont fournis par des sources privées.

Remerciements

Cet article s'inscrit dans le cadre du projet de recherche sur "Les déterminants économiques et politiques de la fécondité en Afrique Subsaharienne". Les auteurs sont, respectivement, professeur adjoint d'économie à SUNY Stony Brook, et chargé de cours à l'Institut de formation et de recherche démographiques de l'université de Yaoundé. Nous tenons à remercier de leurs précieux commentaires Martha Ainsworth, Paul Glewwe, Hannan Jacoby, Tom LeGrand et Robert Prouty ainsi que les participants à l'atelier de recherche appliquée en économétrie de Stony Brook. Nous remercions aussi l'Institut National de la Statistique de Côte d'Ivoire pour avoir fusionné certaines variables du recensement aux données de l'EPAM. Les opinions exprimées dans le cadre de cette étude sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement les vues et orientations de la Banque mondiale ou de ses membres.

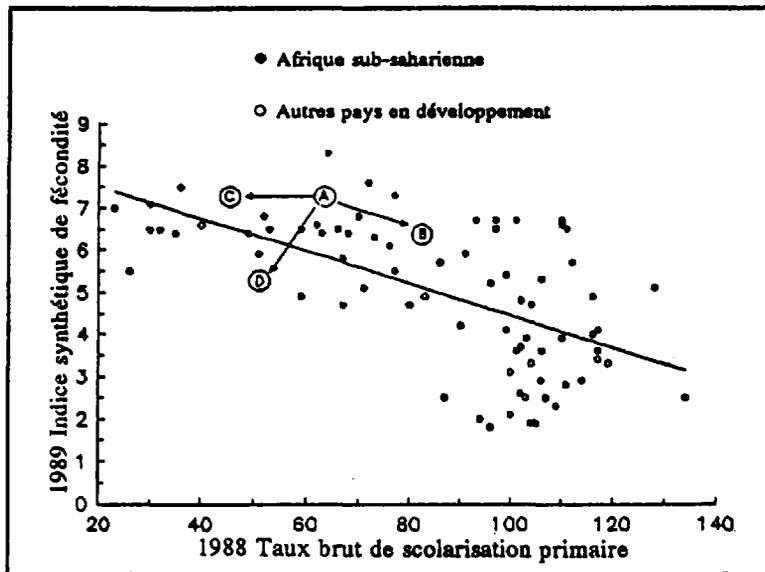
Introduction

La présente étude examine la relation entre la fécondité et l'investissement dans la scolarisation des enfants effectué par les parents en Côte d'Ivoire. On s'attend à ce que les familles nombreuses investissent moins dans chaque enfant que les familles comptant peu d'enfants. Cette association négative entre la fécondité et l'investissement en capital humain par enfant, observée dans des économies aussi diverses que celles des Etats-Unis (Hanushek, 1992) et de la Thaïlande (Knodel et al., 1987, 1990), a été qualifiée de "transition entre la quantité et la qualité" des enfants. Elle se manifeste dans un si grand nombre de pays qu'elle apparaît comme un des traits caractéristiques du processus de développement économique. Toutefois, il n'est pas évident, qu'une telle relation s'observe, en ce moment, en Afrique subsaharienne. Les quelques études réalisées à ce jour (DeLancey, 1990) laissent penser qu'il n'existe aucune association spécifique entre la taille de la famille et la scolarisation en Afrique: elles suggèrent même l'idée d'une relation positive dans laquelle la forte fécondité serait associée à une plus importante scolarisation des enfants. Dans cette étude, nous tenterons de mettre en évidence cette relation entre la quantité et la qualité telle qu'elle existe en Côte d'Ivoire; cela à partir des données de l'enquête sur les niveaux de vie réalisée chaque année en Côte d'Ivoire de 1985 à 1987.

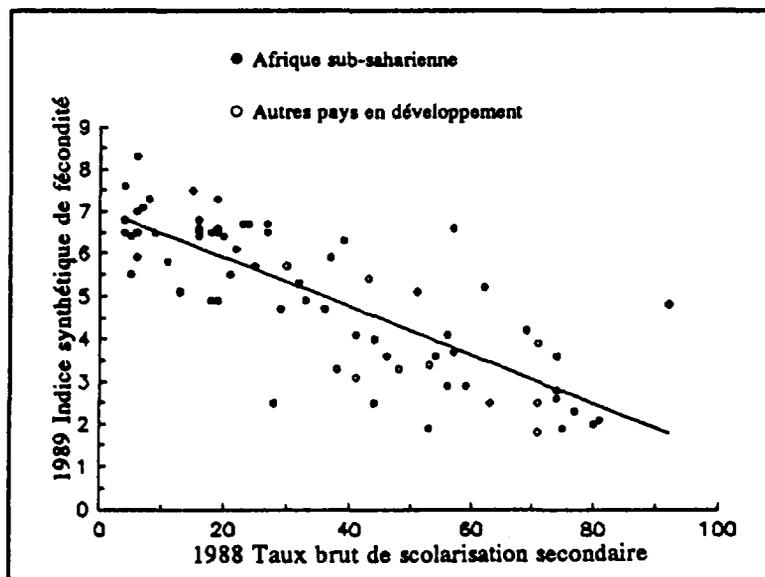
Nous commencerons par insister sur l'importance des répercussions d'une relation inverse entre la quantité et la qualité des enfants dans une perspective de croissance économique à long terme. En Côte d'Ivoire, comme ailleurs en Afrique, la fécondité restera probablement le facteur principal de l'accroissement de la population active au cours des années à venir. Le capital humain investi dans les enfants sera le principal déterminant de la qualification de cette population active.¹ Par ailleurs — et cela est particulièrement apparent pour les femmes — le degré d'instruction de la cohorte d'enfants actuelle déterminera sa fécondité future et influera sur la santé et la survie des enfants de la génération suivante (Benefo et Schultz, 1992).

Des données agrégées font ressortir par comparaison internationale l'existence d'une nette relation inverse entre la quantité et la qualité, comme on peut le voir sur les graphiques 1 et 2. Ces derniers présentent des données émanant de tous les pays en développement dont le niveau du revenu par habitant était inférieur ou égal à 3 000 dollars en 1989. Les taux synthétiques de fécondité sont portés en ordonnée et les taux bruts de scolarisation dans l'enseignement primaire et dans le secondaire sont indiqués en abscisse. Les pays d'Afrique subsaharienne sont distingués des autres pays sur les graphiques. La relation existant entre les variables est décrite par une droite de régression.

1. Un petit nombre d'études s'efforcent de quantifier les avantages économiques de la scolarité en estimant des fonctions de production globales; le lecteur peut se reporter à Glewwe (1991) qui cite les travaux consacrés par Lau, Jamison et Louat à ce sujet. Ces travaux suggèrent que, en Amérique latine et en Asie de l'Est, l'allongement d'une année de la durée moyenne de la scolarité des adultes est associé à un accroissement d'environ 3 à 5 % du PIB réel. Or, fait surprenant, il n'a pas été possible de détecter ces effets bénéfiques à partir des données globales pour l'Afrique subsaharienne. Les données établies au niveau de l'individu dans le cas des populations africaines révèlent généralement une étroite association entre le niveau d'instruction et le niveau des revenus dans les zones urbaines (ce résultat pouvant en partie davantage tenir à l'existence même des diplômés qu'à un réel accroissement de la productivité) mais fournissent des résultats mal définis ou mitigés pour les zones rurales.



Graphique 1. Indice Synthétique de fécondité selon le taux de scolarisation primaire
Source: 1991 World Development Indicators.



Graphique 2. Indice synthétique de fécondité selon le taux de scolarisation secondaire
Source: 1991 World Development Indicators.

Sur ces graphiques les variables de quantité (fécondité) et de qualité (scolarisation des enfants) sont considérés comme endogènes. En d'autres termes, les niveaux de fécondité et de scolarisation des enfants sont des choix qu'opèrent les ménages dans un environnement économique définis par les mécanismes du marché et par l'action des pouvoirs publics. Un ensemble de facteurs exogènes déterminent donc la position de chaque pays par rapport à la quantité et à la qualité des enfants. Au nombre de ceux-ci, figurent le revenu par habitant du pays considéré, son degré d'urbanisation, le niveau d'instruction de la population adulte et la mortalité des enfants; ils renvoient également à une série de politiques propres à chaque pays, relatives au coût de l'éducation et à l'infrastructure et aux prestations de services de planification familiale. La transition entre la quantité et la qualité des enfants représente, elle-même, une association systématique entre deux variables endogènes, association résultant de facteurs exogènes fondamentaux du comportement des ménages.

Comme le montrent les graphiques 1 et 2, lorsque l'on considère la totalité des pays en développement, on constate l'existence d'une forte relation négative entre la fécondité et l'investissement en capital humain effectué dans les enfants. Mais on observe également que cette relation est plus faible en Afrique subsaharienne qu'ailleurs, pour autant qu'elle existe. La pente de la relation entre la fécondité et les taux d'inscription dans l'enseignement primaire dans les pays d'Afrique subsaharienne (graphique 1) est négative mais négligeable et, s'il est vrai que la pente de la relation entre la fécondité et les taux d'inscription dans l'enseignement secondaire est plus forte (graphique 2) et que les pays d'Afrique semblent être regroupés à proximité de la droite de régression, on ne saurait oublier que les taux d'inscription dans les établissements secondaires demeurent faibles dans la plupart des pays africains.

Considérons les perspectives de développement d'un pays qui se trouve au point A sur le graphique 1. Le passage du point A au point B constitue une trajectoire de développement possible. Le long de cette trajectoire on observera un ralentissement de l'accroissement de la population active parallèlement à un accroissement du capital humain par travailleur. Cette évolution est le type de transition entre la quantité et la qualité des enfants qui s'est produit en Asie du Sud-Est (voir Knodel et al., 1987, 1990) et en Amérique latine. Une telle évolution est-elle possible pour les pays africains? Ou, étant donné l'évolution économique désastreuse observée dans les années 1980, la trajectoire décrite par le passage de C en D semble-t-elle maintenant plus probable?

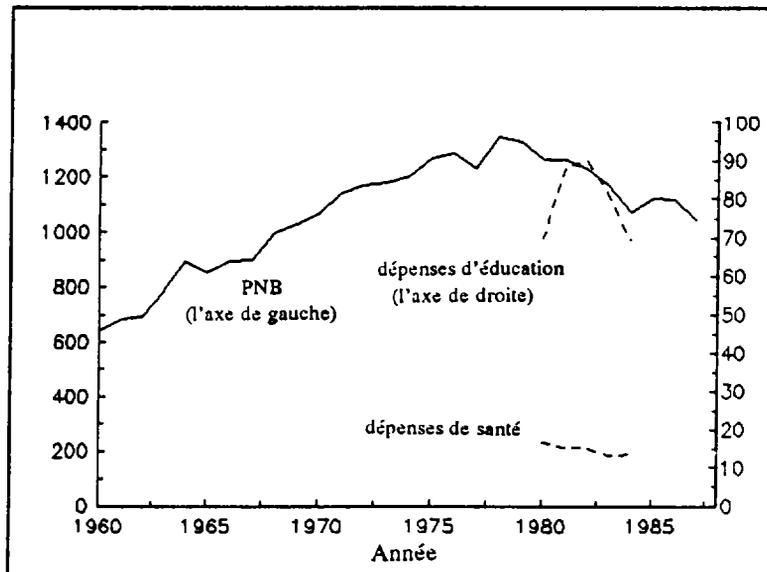
Lesthaeghe (1989) a évoqué la possibilité d'une transition démographique "induite par la crise" en Afrique eu égard aux conditions économiques qui prévalent sur ce continent depuis une dizaine d'années. Le revenu par habitant a baissé dans de nombreux pays parallèlement à une augmentation des coûts exogènes associés à l'éducation des enfants, notamment avec les frais de scolarité assumés par les particuliers (Makinwa-Adebusoye, 1991). La combinaison des effets de revenu et de prix pourrait engendrer une baisse de la fécondité en même temps qu'une diminution des effectifs scolarisés, ce qui correspondrait au passage au point D sur le graphique. Elle pourrait aussi ne pas modifier la fécondité mais faire diminuer le nombre d'enfants inscrits à l'école (passage du point A au point C). Les perspectives de croissance économique à long terme définies implicitement par ces sentiers de développement diffèrent profondément de ceux qu'implique une transition entre la quantité et la qualité des enfants (passage de A en B).

La Côte d'Ivoire est un cas intéressant à étudier à cet égard. Après avoir connu une longue période de croissance régulière après son accession à l'indépendance, l'économie ivoirienne a été brutalement secouée au début des années 1980 par une série de chocs extérieurs, notamment sur les marchés du cacao et du café. La situation a continué de se dégrader sous

l'effet du fardeau croissant de la dette et de la poursuite d'une rapide expansion démographique; de sorte qu'en 1987 (graphique 3), le PIB par habitant était inférieur d'environ 22 % au sommet qu'il avait atteint en 1978, c'est-à-dire 1 345 dollars. Cette décennie s'est également caractérisée par une contraction des dépenses publiques par habitant consacrées aux secteurs de l'éducation et de la santé (cf. graphique 3). En analysant les budgets d'investissement, Russel et Stanley observaient qu'à partir de 1988,

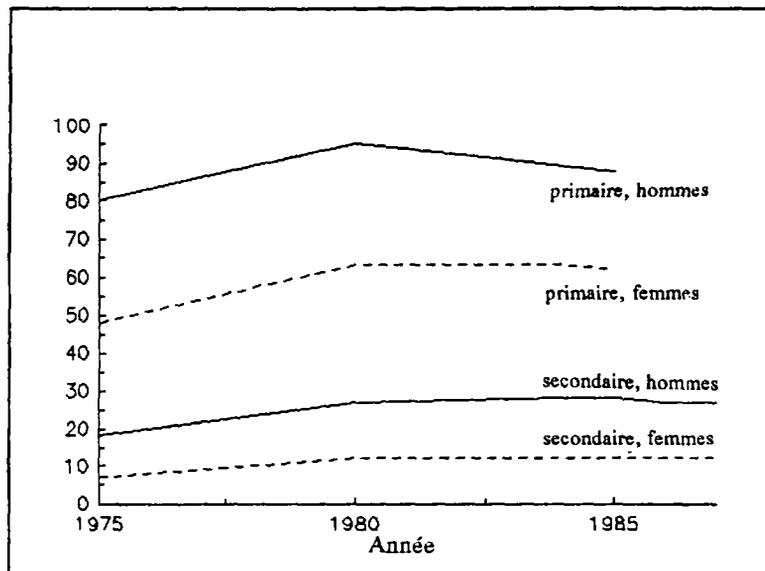
les investissements consacrés au secteur de l'éducation avaient été comprimés autant qu'ils pouvaient l'être et que la faiblesse des investissements en ce domaine risque de provoquer la dégradation du système [Russel et Stanley, 1988:ix]

Or, si l'on considère les dépenses de fonctionnement, la Côte d'Ivoire continue d'allouer jusqu'à 50% du budget de l'administration centrale à l'éducation et à la santé (Banque mondiale, 1990:5), sans toutefois — apparemment — que cela se traduise par des résultats considérables dans la performance en matière d'éducation. Le Kenya, par exemple, dont le PNB par habitant est peut-être moitié moins élevé que celui de la Côte d'Ivoire, affecte moins de 30 % de son budget à l'éducation et à la santé (Banque mondiale, 1990b:6) mais l'enseignement primaire y est quasiment universel depuis 1989 (taux de scolarisation de 94 %) alors que, en 1985, le taux de scolarisation dans le primaire n'était que de 75 % en Côte d'Ivoire (88 % pour les garçons et 62 % pour les filles); ce pourcentage pourrait même avoir légèrement diminué dans le courant de la décennie (graphique 4).



Graphique 3. Produit intérieur brut (PIB) par tête et dépenses d'éducation et de santé

Source: *African Economic and Financial Data*



Graphique 4. Taux bruts de scolarisation
primaire et secondaire

Source: UNESCO Statistical Yearbook, 1991.

Ce qui précède laisse donc penser que, à l'heure actuelle, le système de l'enseignement ivoirien se caractérise par : i) un déséquilibre entre les dépenses d'équipement et de fonctionnement, les premières étant trop faibles par rapport aux secondes; ii) un volume de dépenses de fonctionnement (constituées presque en totalité par les dépenses de personnel) qui pourrait être trop élevé par comparaison aux autres usages qui doivent être faits des ressources budgétaires de l'Etat; et iii) des résultats insuffisants et un fonctionnement inefficace qui peuvent être en partie imputés aux obstacles liés à l'infrastructure et au rationnement des places dans les écoles (Banque mondiale, 1990:6). La Côte d'Ivoire n'a manifestement pas réussi à donner sa population un niveau de scolarisation à la mesure des ressources dépensées à cet effet.

Dans un tel de contexte, une option qui pourrait être envisagée de plus en plus sérieusement, dans le cadre de la politique de l'enseignement, est de faire assumer une partie des coûts de fonctionnement de l'enseignement scolaire au secteur privé (Russell et Stanley, 1988). En d'autres termes, il pourrait être demandé aux ménages ivoiriens d'assumer une plus large part de la totalité des coûts de l'éducation, notamment pour ce qui est de l'enseignement secondaire et supérieur. Les montants obtenus par l'augmentation des droits de scolarité (ou la réduction des subventions) pourraient servir à leur tour à réduire les obstacles liés à l'infrastructure et autres contraintes auxquels se heurte actuellement le système d'enseignement.²

Pour évaluer les mérites d'une telle mesure, il importe de disposer d'informations sur l'élasticité des prix de la demande de scolarisation, c'est-à-dire dans quelle mesure les ménages réagissent à un relèvement des frais de scolarité en réduisant le nombre de leurs enfants qu'ils envoient à l'école. Pour être complète, cette évaluation doit également considérer les retombées de cette mesure sur la fécondité. Kelley et Nobbe (1990) ainsi que d'autres auteurs ont fait valoir

2. Se reporter à Gertler et Glewwe (1989) pour une analyse approfondie de la question dans le cas des zones rurales du Pérou.

que, au Kenya, l'augmentation des coûts exogènes de la scolarité des enfants a encouragé une baisse de fécondité. Un tel effet pourrait-il se produire également en Côte d'Ivoire?

L'analyse ci-après est présentée en six sections. La section II analyse le concept de transition entre la quantité et la qualité des enfants dans le contexte africain. La troisième décrit la situation en Côte d'Ivoire, et décrit les données de l'enquête sur les niveaux de vie. La quatrième examine les questions méthodologiques soulevées par l'analyse de ces données et la cinquième étudie les principaux facteurs déterminants de la fécondité et de la scolarisation des enfants, en s'intéressant plus particulièrement au niveau d'instruction de la mère, au revenu permanent des ménages et au lieu de résidence (zones rurales ou urbaines). La sixième section aborde la question de l'élasticité des prix de la demande de scolarisation des enfants. A cette fin, nous avons estimé les élasticités et procédé à un test pour déterminer si des retombées sur la fécondité peuvent être détectées. Nos conclusions sont enfin présentées dans une septième section.

La relation quantité-qualité: vue d'ensemble

Le développement économique provoque des changements non seulement au niveau de la taille des familles mais aussi à celui de l'allocation des ressources entre les membres de la famille. Les sociétés en développement traversent généralement une phase de transition en passant des familles relativement nombreuses dans lesquelles chaque enfant n'est investi que d'un capital humain relativement faible, à des familles de taille plus réduite qui investissent davantage dans chaque enfant (Birdsall, 1988). La relation inverse entre la quantité et la qualité résulte de la manière dont sont perçus les avantages et les coûts associés à la scolarisation d'un enfant. Au fur et à mesure qu'une société se modernise, les écarts entre les niveaux de rémunération se creusent sur le marché du travail en fonction du degré d'instruction. Les parents commencent alors à considérer que, en envoyant leurs enfants à l'école, ils permettront à ces derniers d'avoir une vie plus agréable et que l'instruction est un investissement en capital humain qui peut, à long terme, leur rapporter personnellement des dividendes. Or, l'éducation est coûteuse, en raison tant de ses coûts directs que des coûts d'opportunité liés au renoncement du travail des enfants. Les parents n'ont généralement pas les moyens d'envoyer tous leurs enfants à l'école tout en continuant d'avoir le nombre d'enfants dicté par la coutume. Certaines composantes des dépenses du ménage doivent être éliminées et, en règle générale, la fécondité diminue en même temps que les investissements consacrés par les ménages à l'éducation de leurs enfants augmentent.

Une relation de cause à effet

Comme indiqué précédemment, la relation entre la fécondité et la scolarisation des enfants doit être considérée comme une association systématique entre deux variables *endogènes*. Une forte fécondité n'entraîne pas nécessairement un faible taux de scolarisation, pas plus qu'un accroissement des taux d'inscription scolaire ne provoque une faible fécondité. Plutôt, chacune de ces variables considérée séparément reflète l'ensemble des opportunités offertes aux ménages ainsi que des obstacles qu'ils rencontrent. Nous qualifions une telle perspective d'analyse de "forme réduite" de la fécondité et de la scolarisation.³

3. La fécondité peut toutefois influencer sur la scolarisation des enfants à court terme, notamment lorsque les circonstances économiques se modifient rapidement et de manière inattendue comme cela a été le cas en Afrique de l'Ouest ces dix dernières années. Dans ces circonstances, le nombre d'enfants issus d'un ménage peut ne pas correspondre au nombre que ce ménage aurait choisi d'avoir s'il avait eu connaissance à l'avance de l'évolution de la situation économique. Les enfants qui sont déjà nés, et qui ont peut-être été conçus pendant un régime économique différent, imposent maintenant des limites inattendues aux choix que peuvent effectuer les ménages à la période en cours, notamment pour ce qui est des investissements qu'ils peuvent consacrer à leur éducation. Nous pourrions qualifier cette manière d'envisager la situation de perspective "conditionnelle" ou "à court terme" de la relation entre la fécondité et la scolarisation.

Dans cette étude nous retiendrons la perspective de forme réduite. Cela ne signifie aucunement que nous estimons que la perspective conditionnelle est d'une certaine manière inférieure sur le plan théorique. Le concept de la demande conditionnelle est un concept économique bien établi et est le mode d'analyse le mieux adapté à certaines situations. De fait notre décision est motivée ici par des considérations d'ordre statistique. Les analyses conditionnelles postulent que la scolarisation des enfants est fonction des décisions prise en matière de fécondité; or la fécondité est elle-même endogène à plus long terme. Cette formulation conditionnelle peut donc inclure des aspects non quantifiés des décisions des ménages qui influent sur les choix effectués tant en matière de scolarisation que de fécondité et, partant, obscurcir la signification des effets estimés de la fécondité proprement dite sur la scolarisation.

Pour comprendre la relation entre la quantité et la qualité sous cet angle, il nous faut nous demander quels déterminants exogènes du comportement, ou quelles combinaisons de tels déterminants, ont pour effet de réduire la fécondité tout en accroissant la scolarisation des enfants. Il nous faut admettre que d'autres résultats sont possibles; en effet, rien dans la théorie économique sous-jacente n'exige que la relation entre la fécondité et la scolarisation des enfants soit négative. Il peut arriver dans certains contextes que des niveaux élevés du revenu permanent des ménages soient associés à une fécondité plus forte et une scolarisation plus importante. Lorsque ces signes prédominent, le couple fécondité-scolarisation est positivement lié.

Dans la suite de cette section, nous examinerons plus en détail les mécanismes causaux exogènes, en insistant sur les variables qui figureront dans nos analyses empiriques; il s'agit des niveaux du revenu, du degré d'instruction de la population féminine, au lieu de résidence (zone urbaine) et des taux de mortalité juvénile. Nous devons toutefois mentionner, dès maintenant, un mécanisme qui est fondamental à la relation négative entre la quantité et la qualité, à savoir les contraintes de liquidité qui influent sur l'aptitude des ménages à procéder à des transferts de ressources d'une période du cycle de leur vie à une autre. Ces contraintes s'exercent de la manière suivante. Considérons un accroissement exogène des avantages économiques associés à la scolarisation, comme le niveau plus élevé des salaires de la population active éduquée. Si les parents peuvent prétendre à récupérer une fraction quelconque des gains de leurs enfants, comme c'est certainement le cas en Afrique subsaharienne, cette augmentation des revenus potentiels des enfants éduqués équivaut à un accroissement du patrimoine total du ménage. Il apparaît, en effet, que cela pourrait accroître le rendement de la procréation en général. Pourquoi alors la fécondité pourrait-elle une baisse de fécondité? Le fait crucial est que les parents africains ne peuvent pas emprunter sur la base de leur patrimoine total ou des rendements escomptés de la scolarisation pour financer les investissements requis pour l'éducation de leurs enfants. Il leur faut, au contraire, financer le coût de cette éducation à partir de leurs revenus courants ou effectuer des ponctions sur les ressources qu'ils ont accumulées lorsque l'enfant atteint l'âge d'aller à l'école. Ces contraintes budgétaires spécifiques à la période impliquent que les ménages peuvent devoir réduire, pour la période en cours, le niveau de leur fécondité ou de leur consommation ou encore les deux pour pouvoir compter bénéficier des avantages procurés par la scolarité de leurs enfants à une date future. Nous reviendrons plus tard sur ce point dans le cadre de l'analyse des caractéristiques des structures sociales qui influent sur les contraintes budgétaires auxquelles se heurtent les parents en Afrique de l'Ouest et en Côte d'Ivoire.

Le rôle des variables exogènes

Considérons la relation sous forme réduite entre la fécondité et la scolarisation, d'une part, et leurs déterminants d'autre part. Il est possible d'exprimer ces relations sous la forme générale suivante :

$$F = f(I, E, U, M)$$

(?) (-) (-) (+)

$$S = s(I, E, U, M)$$

(+) (+) (+) (?)

où F représente la fécondité et S est un indicateur de la scolarisation d'un enfant. Le vecteur de variables exogènes (I, E, U, M) est constitué par le revenu permanent, I, le degré d'instruction

des femmes, E, la résidence en zone urbaine, U, et les taux de mortalité juvénile, M. Les sens attendus des relations sont indiqués en dessous des variables dans chaque équation.

Le **revenu permanent (I)** a un effet ambigu sur la fécondité dans les modèles économétriques de la transition entre la quantité et la qualité. Dans la formulation retenue par Becker et Lewis (1973), la fécondité (F) et la scolarisation d'un enfant (S) sont considérées comme substituables au sens économique du terme. Ainsi, si S était maintenue constante, la demande d'enfants (F) aurait tendance à augmenter avec le revenu. Or, la scolarisation d'un enfant est elle-même un bien normal, dont la demande augmente avec le niveau de revenu, et les dépenses d'éducation sont une importante composante des dépenses totales assumées par les parents pour élever leurs enfants. Il s'ensuit que le "coût virtuel" des enfants augmente parallèlement à l'accroissement du revenu et de la demande de scolarisation. On pourrait donc s'attendre à ce que la fécondité augmente par rapport au revenu jusqu'à un niveau de revenu donné pour diminuer une fois ce dernier dépassé parce que l'effet du coût virtuel commence alors à jouer un rôle prédominant dans la relation. En d'autres termes, il se pourrait que F se comporte comme un bien normal sur un segment de l'intervalle de variation du revenu et comme un bien inférieur pour des niveaux de revenus plus élevés.

Tant que le revenu demeure dans l'intervalle sur lequel F et S sont tous deux des biens normaux, toute modification de I fait varier F et S dans la même direction. En d'autres termes, il existe une relation positive entre F et S. S'il l'on portait les valeurs prises par F et S sur un graphique quantité-qualité similaire aux graphiques 1 et 2, le nuage obtenu ne donnerait alors aucune indication d'une relation négative entre la quantité et la qualité. Par contre, lorsque le revenu se trouve à un niveau auquel F est un bien inférieur et S est un bien normal, il existe une association négative entre ces deux variables et une relation inverse apparaît entre la quantité et la qualité sous l'effet de l'accroissement du revenu.

Cette analyse illustre un point essentiel. Pour pouvoir comprendre les causes fondamentales d'une transition entre la quantité et la qualité, on cherche à constituer un vecteur de variables exogènes dont les effets sur F et sur S sont de signes *opposés*.

Le degré d'instruction de la population féminine (E) pourrait engendrer une telle transition bien que les mécanismes causaux demeurent controversés. On s'attend bien à ce que plus une femme est éduquée, plus sa fécondité baisse et plus elle investit dans l'éducation de ses enfants. Le problème se pose au niveau de l'interprétation de cette relation.

Les économistes attirent souvent l'attention sur le lien qui existe entre le niveau d'instruction et les rémunérations qui peuvent être obtenues sur le marché du travail. L'argument invoqué se présente comme suit. Plus une femme est instruite, plus le niveau potentiel de sa rémunération est élevé. Si le temps qu'elle consacre à son travail et celui qu'elle consacre à ses enfants s'excluent l'un l'autre, il s'ensuit que le taux de salaire indique l'un des principaux coûts d'opportunité associés à la décision d'avoir des enfants. Si ces coûts d'opportunité jouent un rôle prédominant dans la décision de procréation (un niveau de salaire plus élevé signifie également un patrimoine total plus important), il s'ensuit que plus le prix du temps est élevé, plus la fécondité sera faible.

Il n'est pas du tout évident que ce raisonnement puisse être appliqué aux économies africaines. Pour la plupart des Ivoiriennes et, de fait, la plupart des Africaines, travailler n'est pas nécessairement incompatible avec la garde des enfants. Lorsque c'est le cas, elles peuvent facilement résoudre ce problème en ayant recours aux services peu onéreux d'autres personnes,

par exemple des membres de la famille, pour garder leurs enfants. On peut donc douter de la pertinence de l'argument du coût dans le contexte africain, notamment dans les zones rurales et pour les emplois qui permettent aux mères de prendre soin de leurs enfants pendant leur temps de travail.

Caldwell (1982) considère un rôle de l'éducation plus vaste que celui qui est pris en compte dans le modèle économique simple. A son sens, l'éducation est le moyen de faire adopter les conceptions occidentales de la famille. Elle encourage une vision des responsabilités parentales davantage axée sur l'enfant. Elle peut modifier la définition de ce qui est jugé être une attitude acceptable à l'égard des enfants, en mettant davantage l'accent sur le temps qu'une mère consacre à son enfant par comparaison au temps pendant lequel l'enfant est gardé par d'autres personnes. L'éducation peut aussi influencer sur la distribution des pouvoirs au sein du ménage, de sorte que les femmes éduquées acquièrent une certaine autonomie vis à vis de leur mari et les jeunes vis à vis des personnes plus âgées. Il est donc possible que, dans le cadre des négociations relatives à l'affectation des ressources au sein du ménage, les femmes éduquées réussissent à obtenir l'allocation d'une part accrue de ces ressources à leurs enfants.

Le modèle économique simple suggère que l'éducation des femmes devrait avoir un effet négatif sur la fécondité; il ne fournit guère d'informations sur l'effet qu'elle pourrait avoir sur les investissements consacrés à la scolarisation des enfants. Dans la mesure où l'éducation est associée à des niveaux de rémunération plus élevés, l'effet de revenu implicite peut contribuer à accroître la scolarité par enfant. Caldwell estime, en revanche, que le niveau d'instruction des femmes est lié à l'évolution des normes relatives à la manière d'élever les enfants et aux investissements consacrés à ces derniers, notamment au titre de leur scolarité. Il existe une relation en amont entre cette évolution et la fécondité en ce sens que le prix virtuel de la fécondité se modifie sous l'effet de l'évolution des normes concernant les investissements par enfant. Considérées conjointement, ces deux manières d'envisager le problème corroborent la structure des signes indiquée précédemment, qui suppose qu'une augmentation de l'éducation E des femmes fera baisser la fécondité et augmenter la scolarité par enfant.

Le fait d'habiter en ville (U) est associé à toute une gamme de facteurs exogènes qui, collectivement, peuvent faire baisser la fécondité et accroître la scolarité par enfant. Divers coûts engendrés par le fait d'avoir des enfants, comme le prix des denrées alimentaires et le coût des logements, peuvent être plus élevés en zone urbaine. De plus, la valeur du travail d'un enfant peut être plus faible dans un contexte urbain que dans un contexte rural.⁴ Les avantages de l'enseignement scolaire peuvent être davantage appréciés dans des environnements où les marchés du travail qui comptent un plus grand nombre de personnes éduquées. Le coût de l'accès à l'éducation, notamment au niveau du secondaire, peut être plus faible dans les zones urbaines, de même que celui de l'accès aux services de planification de la famille.

4. La nécessité de faire travailler des enfants pour atteindre un niveau minimum de production agricole peut signifier que seule les familles nombreuses disposeront d'une main-d'oeuvre excédentaire qu'il sera possible d'éduquer. Ce mécanisme peut se traduire, bien que ce ne soit pas nécessairement le cas, par l'apparition d'une relation positive entre la fécondité et la scolarisation *par enfant*. La probabilité de l'existence d'une telle association est plus forte lorsque les familles de taille réduite ne peuvent absolument pas fournir une éducation à leurs enfants et doivent affecter toute la main-d'oeuvre que peut produire le ménage aux activités agricoles.

L'on s'attend à ce que les **taux de mortalité infantile (M)** aient des effets aussi bien directs qu'indirects sur la fécondité. Il se produit un effet direct, parfois qualifié "d'effet physiologique", lorsqu'un enfant meurt avant d'être sevré. En mettant un terme à l'allaitement, ce décès expose de nouveau la mère au risque de concevoir. En d'autres termes, lorsque le taux de survie des enfants augmente, le nombre de décès de ce type diminue et l'effet contraceptif de l'allaitement se manifeste pendant des périodes moyennes plus longues. D'après les estimations empiriques qui ont été réalisées (Lloyd et Ivanov, 1988), dans le cas de régimes de fécondité et d'allaitement maternels du type de ceux qui existent en Afrique subsaharienne, une réduction d'une unité du nombre de décès d'enfants serait associée à une réduction moyenne de la fécondité de l'ordre peut-être d'une demie naissance. L'effet indirect des taux de mortalité infantile sur la fécondité a trait à "l'effet d'assurance", selon lequel pour qu'un nombre d'enfants suffisant survive lorsque le taux de mortalité est élevé, les parents peuvent devoir donner naissance à un nombre d'enfants plus élevé qu'il ne le ferait si la mortalité était faible.

L'effet des taux de mortalité infantile sur la scolarité est moins net. Il est plausible de supposer que les parents seront d'autant plus enclins à procéder à diverses formes d'investissements en capital humain dans leurs enfants qu'ils seront assurés de voir survivre ces derniers. Il faut toutefois noter que, même dans des régions caractérisées par des taux de mortalité élevés comme l'Afrique subsaharienne, où jusqu'au quart des enfants peuvent ne pas atteindre leur cinquième anniversaire, le décès d'un enfant d'âge scolaire demeure un événement relativement peu courant. On peut donc douter que l'existence d'une relation entre les taux de mortalité et les investissements dans l'éducation des enfants est liée aux perspectives de survie des enfants d'âge scolaire. Une autre explication possible a trait à l'effet d'assurance contre la mortalité mentionné précédemment. Si les parents qui vivent dans des environnements caractérisés par des taux de mortalité infantile élevés ont dans l'ensemble une fécondité plus forte pour se prémunir de la possibilité du décès de certains de leurs enfants à une date future, ils peuvent aussi se retrouver parents d'un nombre d'enfants survivants d'âge scolaire plus nombreux qu'il ne serait strictement nécessaire. Ces enfants supplémentaires peuvent exercer des pressions sur les ressources dont disposent les ménages et réduire les investissements qui peuvent être consacrés à la scolarité. Ce mécanisme pourrait se traduire par l'existence d'une relation entre des taux de mortalité plus élevés, d'une part, et une fécondité plus forte et une scolarité plus réduite, d'autre part.

La structure de la famille africaine et la transition entre la quantité et la qualité des enfants

Il importe d'examiner avec le plus grand soin la possibilité d'une relation indéterminée entre la quantité et la qualité, voire même d'une relation positive, dans le contexte africain. L'organisation sociale et familiale présente trois caractéristiques essentielles qui peuvent influencer sur l'intensité et le sens de la relation, à savoir: i) les liens de solidarité qui unissent les membres d'une même famille; ii) le système de "confiage" des enfants, et ii) la nature du processus de prise de décision au sein du ménage et la division des responsabilités envers les enfants.

Les liens de solidarité qui unissent les membres de la famille font assumer aux enfants d'âge adulte diverses responsabilités à l'égard de leurs parents et de leurs frères et soeurs plus jeunes. Il est souvent rapporté (Gomes, 1984) que l'éducation de l'aîné est interrompue de manière à ce qu'il ou elle puisse travailler rapidement pour aider à financer les études de ses cadets. Les parents ont intérêt à commencer à avoir leurs enfants jeunes pour que leur aîné puisse fournir son aide au plus grand nombre possible de frères et de soeurs. Les liens de solidarité peuvent être considérés comme un moyen par lequel une fécondité élevée au début du cycle génésique peut atténuer les contraintes de liquidité du ménage dans une phase ultérieure du

cycle de vie. Ce mécanisme soulève la possibilité qu'une fécondité élevée soit associée à une scolarité plus importante par enfant, du moins pour les cadets.

Le "confiage" est un moyen de répartir les coûts pour élever les enfants dans un réseau de parenté (Ainsworth, 1992). Il s'agit là d'une pratique courante en Côte d'Ivoire et, plus généralement, en Afrique occidentale. Il permet aux parents de ne pas avoir à assumer certains des coûts de la scolarité qui, en l'absence de ce système, pourrait les forcer à réduire leur fécondité en raison du niveau limité de leurs liquidités pour permettre à leurs enfants d'obtenir une éducation adéquate. On peut donc compter que l'institution du "confiage" des enfants affaiblit la relation entre la fécondité et la scolarisation d'un enfant.

Au nombre des autres aspects de l'organisation sociale figurent l'absence de concertation entre les époux dans la prise de décision et la mise en commun des ressources familiales qui peut influencer sur la manière dont l'un ou l'autre des époux perçoit le coût global associé au fait d'avoir des enfants, ainsi que la polygamie qui affecte les négociations au sein du ménage, la fécondité et les investissements consacrés aux enfants. Conjointement, ces aspects de l'organisation sociale et familiale ont mené certains observateurs (et notamment Caldwell et Caldwell, 1987; van de Walle et Foster, 1990) à douter des possibilités d'une transition démographique de la quantité à la qualité. Il est souvent dit (Fapohunda et Todaro, 1988) que les femmes assument généralement les coûts marginaux de la maternité, en ce sens qu'elles sont responsables des dépenses des ménages qui varient directement en fonction du nombre des enfants, tandis que les maris assument la responsabilité des coûts fixes (loyers et autres coûts similaires) qui ne dépendent guère du niveau de fécondité. Il s'ensuit que, à la marge, le mari pourrait considérer qu'un enfant supplémentaire est assorti d'un coût inférieur à celui évalué par sa femme. Dans les situations de négociations définies par un mariage polygamique, où les souhaits d'une épouse peuvent être opposés à ceux d'une autre, la volonté du mari en matière de procréation pourrait bien prévaloir.⁵

Caldwell et Caldwell (1987) maintiennent que l'absence d'une transition entre la quantité et la qualité découle implicitement de la nature de la structure et du processus de prise de décision du ménage en Afrique de l'Ouest. Ils font valoir que :

La structure de la famille africaine donne généralement au mari le pouvoir de prendre les décisions en matière de procréation tandis qu'il fait essentiellement assumer la charge économique des enfants à la femme. Aucune situation ne pourrait être plus propice au maintien d'une forte fécondité.[Caldwell et Caldwell, 1987: 421]

Ils notent aussi que, s'agissant de la scolarité,

(La relation entre les décisions prises en matière de reproduction par un homme et ses dépenses est) si faible que la situation n'est guère comparable à celle qui

5. Il n'est pas possible d'aborder en détail ces questions dans la présente étude; le lecteur peut toutefois se reporter au rapport du National Research Council qui doit bientôt paraître et qui a été préparé par le Groupe de travail étudiant les facteurs qui influent sur l'utilisation de moyens contraceptifs en Afrique subsaharienne, le groupe sur la dynamique de la population en Afrique subsaharienne et le Comité sur la population pour un tour complet de la question.

existe dans d'autres parties du Tiers-monde où les enfants éduqués procureront en fin de compte des avantages à leurs parents mais où la charge financière que ces derniers doivent assumer pendant la période d'éducation de leurs enfants est telle qu'il leur faut limiter le nombre de ceux-ci pour pouvoir garantir qu'ils seront tous suffisamment éduqués et adéquatement employés. [Caldwell et Caldwell, 1987: 422]

Les premières études empiriques consacrées à la relation entre la quantité et la qualité en Afrique laissent penser que les éléments de cette relation sont effectivement très différents de ce qu'ils sont en Asie ou en Amérique latine. DeLancey (1990: 120-121) examine les résultats obtenus par un petit nombre d'études basées sur des données se rapportant à la période qui va de la fin des années 1960 au milieu des années 1970 au Kenya (Gomes, 1984), au Botswana et en Sierra Leone. Son analyse ne lui permet de trouver que de rares indications de la possibilité d'une relation négative entre la scolarisation des enfants et la fécondité en Afrique. Dans les cas où il est possible d'établir l'existence d'associations significatives, ces dernières sont généralement positives et non pas négatives comme c'est le cas dans le reste du monde.

Il convient toutefois de noter que ces études initiales présentent diverses lacunes, la plus notable étant le fait qu'elles font de la fécondité une variable explicative exogène dans les équations relatives à la scolarisation des enfants. (Se reporter à la troisième partie de la présente étude pour une analyse plus détaillée de la méthode suivie). De plus, pour les raisons indiquées plus haut, on pourrait s'attendre à ce que la relation entre la qualité et la quantité soit faible lorsque i) les avantages économiques de la scolarisation ne sont pas fermement établis⁶, ce qui dépend de l'émergence sur le marché du travail d'une différenciation des qualifications; et ii) les coûts exogènes privés de la scolarité sont fortement subventionnés comme c'était le cas dans les années 1970 dans un certain nombre de pays africains qui ont eu pour politique d'assurer la gratuité de l'enseignement primaire. Il s'ensuit que les premières études ne fournissent pas nécessairement des indications fiables sur la nature de la relation qui peut exister entre la quantité et la qualité dans le contexte actuel.

Les politiques de l'enseignement et la relation entre la quantité et la qualité

Une attention soutenue a été portée aux répercussions sur la fécondité des modifications des coûts de l'éducation induites par l'action publique en Afrique (Kelley et Nobbe, 1990, dans le cas du Kenya). Dans certaines études, ces coûts sont réputés constituer la base fondamentale d'une transition démographique de la quantité à la qualité. Il ne fait aucun doute que la charge financière de l'éducation assumée par les parents en Afrique est considérable (Banque mondiale, 1988), et que les années 1980 ont été le témoin d'accroissements des coûts réels de l'éducation (frais de scolarité, droits, prélèvements de capital, etc.) dans un certain nombre de pays. Il est concevable que ces hausses des prix engendrées par l'action publique pourraient encourager la transition de la quantité à la qualité.

6. Comme le fait remarquer DeLancey (1990), au Botswana, la facilité avec laquelle il est possible de trouver un emploi dans les mines d'Afrique du Sud offre mêmes aux enfants non éduqués la perspective de pouvoir dégager des revenus relativement élevés. Les parents peuvent donc ne pas juger que la contribution marginale aux gains des investissements dans la scolarité est justifiée étant donné le coût de ces investissements.

Il est probable que cette transition sera engendrée, en Afrique, non seulement par la modification du coût de la scolarisation, mais aussi et surtout par l'évolution de la configuration des avantages et des coûts. Les avantages personnels engendrés par une année de plus passée à l'école sont constitués par les gains supplémentaires que la personne en question peut compter tirer de cette année d'étude pendant toute la durée de sa vie de travail (Banque mondiale, 1988). Si les parents estiment que le potentiel de rémunération de leurs enfants n'est guère modifié par leur degré d'instruction, ils peuvent être très sensibles, à la marge, à des changements des prix exogènes. Confrontés à un relèvement des frais de scolarité, ils peuvent tout simplement décider de réduire leurs investissements en capital humain, ce qui correspond à un déplacement de A en C sur le graphique 1. En revanche, si les niveaux de rémunération sont très différenciés, les parents peuvent décider de faire face à la hausse des prix en faisant des sacrifices dans d'autres domaines, et notamment au niveau de leur fécondité, ce qui correspond à un passage de A en D sur le graphique. On ne saurait toutefois compter observer une transition de la quantité-qualité (passage de A en B) induite par un accroissement des coûts d'éducation, à moins que les avantages mêmes présentés par cette dernière n'augmentent.

En d'autres termes, aussi bien la quantité que la qualité des enfants devraient diminuer lorsque les frais de scolarité augmentent (déplacement de A en D), cela, si elles sont complémentaires. C'est l'argument implicite dans la perspective de la contrainte de liquidités.⁷ On ne saurait en aucun cas s'attendre à ce que la demande de la qualité des enfants augmente avec son prix; cela reviendrait en effet à poser que la demande a une pente positive.

En résumé, les avantages économiques présumés de la scolarisation déterminent de manière cruciale la relation qui existe entre la quantité et la qualité. Ils constituent une sorte de levier, permettant aux coûts de la scolarisation d'avoir un impact sur la fécondité. Le rendement de l'éducation dépendant, à son tour, des conditions en vigueur sur le marché du travail; ainsi les mesures qui influent sur ce dernier peuvent donc contribuer dans une mesure importante à la transition de la quantité à la qualité des enfants.

7. Il convient de noter que, dans la formulation conventionnelle de Becker-Lewis, la quantité et la qualité des enfants sont supposés être des substituts nets et non pas des compléments; de sorte qu'un accroissement exogène du prix de la scolarisation a pour effet d'accroître la fécondité.

Comme l'a fait remarquer Martha Ainsworth, s'il existe une corrélation entre le prix et la qualité de l'enseignement, la situation devient plus complexe. Dans ce cas, les parents doivent choisir entre diverses options, qui se distinguent les unes des autres par le degré de qualité, les programmes de plus haute qualité étant, selon toute vraisemblance, les plus onéreux. Au lieu d'un prix unique exogène de la scolarisation, il faut alors considérer un barème de prix exogène qui est fonction du niveau de la qualité de l'enseignement. Supposons que ce barème soit relevé, de sorte que chaque option soit assortie d'un prix plus élevé. Si la quantité (fécondité) et la qualité sont complémentaires, il s'ensuit que la fécondité doit diminuer sous l'effet du déplacement vers le haut du barème des prix.

Le contexte ivoirien et les données

Population et politique de main-d'oeuvre

Comme indiqué en introduction, la Côte d'Ivoire a connu une croissance économique relativement rapide au cours des 20 premières années de son existence. Cette croissance a été propulsée par une politique économique basée sur le développement de l'agriculture, d'une part, et la promotion du développement industriel grâce aux investissements étrangers, d'autre part. Cette double stratégie de développement nécessitait une main-d'oeuvre abondante et qualifiée que ne possédait pas encore la Côte d'Ivoire lors de son accession à l'indépendance.

Pour faire face à la pénurie de main-d'oeuvre constatée, le gouvernement qui a accédé au pouvoir après l'indépendance a orienté sa politique dans deux directions: encourager une rapide expansion démographique par l'immigration et une fécondité élevée, et de développer le système de l'enseignement. L'immigration était jugée constituer la solution à court terme du problème de la pénurie de main-d'oeuvre tandis que la fécondité et le développement de l'enseignement étaient considérés être des solutions à long terme.⁸

La Côte d'Ivoire a donc mis un certain temps à reconnaître la menace posée au développement par une rapide expansion démographique. En 1990, le taux d'accroissement naturel de la population avait atteint le niveau de 3,3 %, soit l'un des plus élevés d'Afrique, et le taux de croissance global pourrait même atteindre 4 % lorsque l'immigration est prise en compte. Ces taux de croissance signifient que la population double en 21 ans ou moins, perspective pour le moins effrayante étant donné que, jusqu'à une date très récente, les autorités nationales ne s'intéressaient nullement à fournir de services de planification familiale.

On a pu noter certains signes d'une baisse de la fécondité en Côte d'Ivoire, mais cette dernière a été pour le moins limitée. La Banque mondiale (1992) estime que le taux synthétique de fécondité était de 7,4 enfants par femme en 1965 et de 6,7 en 1990. Seulement 3 % des femmes mariées en âge de procréer utilisent actuellement un moyen de contraception quelconque.

Les pouvoirs publics ont entrepris de réviser leur position en matière de contrôle de la fécondité. En effet, un net engagement en faveur de la prestation de services de planification familiale par le secteur public est indiqué dans le projet de déclaration de politique de développement des ressources humaines. La prestation de services de planification familiale est déjà assurée par l'Association ivoirienne du bien-être familial (AIBEF). A ce jour, toutefois, ces services sont essentiellement fournis dans les zones urbaines. La participation de l'Etat pourrait aider à étendre leur portée aux zones rurales.

8. Même pendant la période coloniale, l'administration française s'est heurtée à ce qu'elle jugeait constituer une pénurie de main-d'oeuvre. La solution alors adoptée a consisté à instituer un système de travail obligatoire au sein de la colonie et dans les colonies voisines du Burkina Faso (Haute-Volta) et du Mali (Soudan français). Cette politique a provoqué une importante migration de ces territoires en direction de la Côte d'Ivoire qui s'est poursuivie après l'abolition du travail forcé en 1946, notamment dans le cas du Burkina Faso. Pendant la période qui a suivi l'accession du pays à l'indépendance, la politique de l'immigration a revêtu deux formes: une acceptation générale des immigrants dans le cadre de ce que l'on pourrait peut-être qualifier de "politique de la porte ouverte", et la signature d'un accord avec la France et le Burkina Faso qui devrait permettre de fournir à la Côte d'Ivoire une fraction de la main-d'oeuvre qualifiée et non qualifiée dont elle avait besoin pour poursuivre son programme de développement.

Le système d'enseignement

S'agissant de l'autre objectif de la stratégie de développement post-coloniale, c'est à dire le développement d'un système de l'enseignement adapté aux besoins de sa population active, la Côte d'Ivoire a accompli des progrès remarquables. Comme on l'a déjà noté, lors de son accession à l'indépendance, le pays connaissait une pénurie généralisée de main-d'oeuvre qualifiée, notamment face à son ambitieux programme de développement (Kouamé, 1987). La priorité donnée au développement de l'éducation est manifeste dans les plans successifs de développement et dans la part croissante des budgets d'investissement (12 % en 1960, 30 % en 1980) et de fonctionnement du gouvernement absorbée par l'éducation.

A l'heure actuelle, le système de l'enseignement de la Côte d'Ivoire comporte trois niveaux : l'enseignement primaire, l'enseignement secondaire et l'enseignement supérieur. La durée normale de l'enseignement primaire est de six ans, et correspond à six classes. La sixième année d'études de l'enseignement primaire s'achève par examen national qui, s'il est réussi, donne lieu à la délivrance du Certificat d'étude primaire élémentaire (CEPE). L'enseignement primaire est dominé par le secteur public. On compte quelques écoles privées à ce niveau, en particulier dans les villes, qui absorbent les élèves qui ne peuvent obtenir une des places, en nombre limité, offertes dans le système public. En 1986-1987, environ 11 % des élèves du primaire étaient inscrits dans des écoles privées (République de Côte d'Ivoire, 1988).

Pour passer dans le secondaire, un élève doit avoir réussi le concours d'entrée en sixième, c'est-à-dire avoir obtenu au moins une note minimum fixée en fonction du nombre de places disponibles pour la première année du secondaire dans les écoles secondaires publiques. Les enfants qui ne sont pas reçus à cet examen ne peuvent être admis dans le secondaire que si leurs parents payent les droits nécessaires pour les inscrire dans une école privée. L'enseignement secondaire est relativement plus complexe. Il comporte deux cycles et deux filières (enseignement général et enseignement technique et professionnel) qui peuvent être suivis aussi bien dans des écoles publiques que dans des écoles privées. Le premier cycle de la filière de l'enseignement général dure quatre ans. A l'issue de la quatrième année d'étude, les élèves passent un examen national; le Brevet d'étude du premier cycle (BEPC) qui est le diplôme qui sanctionne la fin du premier cycle secondaire. L'accès au deuxième cycle de l'enseignement public, qui couvre trois années d'études, dépend des résultats académiques obtenus par l'élève pendant la quatrième année; la décision est prise par un comité national. Les élèves qui étaient dans une école privée pendant le premier cycle de l'enseignement secondaire doivent passer un examen pour être admis à suivre les cours du second cycle dans une école publique. Les élèves dont les résultats scolaires ne sont pas suffisamment bons pour être examinés par le comité national doivent poursuivre leurs études du second cycle dans une école privée payante. Au cours des années 1980, le pourcentage du nombre total d'élèves inscrit dans des écoles privées était de 30 à 40 % pour le premier cycle de l'enseignement secondaire et de 19 à 27 % pour le deuxième cycle (République de Côte d'Ivoire, 1988).

Les études du deuxième cycle sont sanctionnées par le baccalauréat, qui est un examen que doivent passer les élèves à la fin de leurs études secondaires. Jusqu'à une date récente, un élève qui réussissait à cet examen pouvait automatiquement s'inscrire à l'université. Les élèves qui souhaitent suivre les cours dans des Grandes écoles sont aussi tenus de passer un examen supplémentaire.

Les données de l'enquête sur les niveaux de vie

Les données sur lesquelles repose cette étude proviennent de l'enquête sur les niveaux de vie réalisée chaque année en Côte d'Ivoire de 1985 à 1987. Ainsworth et Munoz (1986) décrivent la manière dont l'enquête a été conçue et les procédures suivies pour collecter les données. Dans chaque ménage comptant une femme âgée d'au moins 15 ans, une des femmes remplissant cette condition a été sélectionnée de manière aléatoire, après quoi il a été demandé à cette dernière de fournir des informations sur la date de naissance de ses enfants (le cas échéant) et leur sexe et d'indiquer s'ils étaient vivants ou décédés, et dans le premier cas, s'ils résidaient avec elle. Un autre module du questionnaire visait à obtenir des informations auprès d'un membre du ménage (pas nécessairement la mère) possédant des informations sur la scolarité des enfants, la durée de scolarité accomplie, et les dépenses d'éducation pour chaque enfant résidant dans le ménage et inscrit à l'école.

Notre méthode a consisté à considérer tous les enfants auxquels la femme a donné naissance, et à retenir tous les enfants âgés de 5 à 30 ans encore vivants au moment de l'enquête; nous nous sommes alors efforcé d'établir pour chacun de ces enfants, la durée de scolarité accomplie et s'il était inscrit à l'école ou non au moment de l'enquête.

Ce faisant, nous n'avons pris en compte que les enfants de la femme interrogée. Nous ne nous sommes pas préoccupés de la situation des autres enfants du ménage, comme, par exemple ceux des co-épouses ou les enfants confiés. Il s'ensuit que *l'unité d'analyse de notre étude est la femme interrogée et ses enfants naturels, le cas échéant*. Le choix de cette unité d'analyse a des répercussions sur la manière dont la situation matrimoniale et les caractéristiques de l'époux sont prises en compte, comme nous le verrons ci-après.

Les enquêteurs de l'étude sur les niveaux de vie ont employé des procédures spéciales pour obtenir des informations sur la scolarisation des enfants encore vivants mais ne résidant plus avec le ménage. Ces procédures étaient rendue nécessaire en raison de la forte mobilité des enfants entre les ménages en Côte d'Ivoire. Comme il l'a été noté plus haut et ainsi que l'explique en détail Ainsworth (1992), un pourcentage élevé d'enfants ivoiriens sont confiés hors des ménages où ils sont nés pour vivre à l'écart de leurs parents naturels; de plus, un nombre important d'enfants non-confiés sont séparés de leur mère en raison de la dissolution du mariage de leurs parents. Dans notre échantillon, près de 16 % des enfants âgés de 5 à 7 ans vivent séparés de leur mère naturelle, et ce pourcentage augmente rapidement avec l'âge.

Les informations recueillies sur la scolarité des enfants qui vivent en dehors du foyer ne sont pas aussi détaillées que celles qui se rapportent aux enfants qui habitent avec le ménage. Dans le cas des enfants qui vivent en dehors du foyer, on connaît les taux d'inscription de même que la scolarité accomplie mais on ne dispose d'informations ni sur les plans de scolarisation futurs ni sur les dépenses d'éducation qui puissent être comparées à celles des enfants habitant au sein du foyer.

Notre plan d'analyse exploite aussi bien les données sur les enfants qui habitent au foyer que celles sur les autres enfants. Ainsi, chaque fois que cela sera possible, nous examinerons les

mesures relatives à l'éducation qui sont applicables aux deux groupes d'enfants.⁹ En ce qui concerne les dépenses d'éducation, nous avons dû procéder à un ajustement statistique pour tenir en compte du biais de sélectivité (voir section VI ci-après). Nous estimons qu'il vaut mieux procéder de la sorte plutôt que de n'étudier que les enfants qui vivent au foyer, car le sous-échantillon de ces derniers pourrait comporter des distorsions à plusieurs égards.

L'enquête sur les niveaux de vie a également permis de recueillir à l'échelon de la collectivité, des données sur les prix du marché pour les grappes d'échantillonnage des zones urbaines et des zones rurales, ainsi que des données sur l'infrastructure scolaire et les problèmes d'éducation rencontrés pour les grappes des zones rurales uniquement.

Des données supplémentaires sur les écoles primaires existent au niveau des inspections d'enseignement primaire, soit un niveau d'agrégation incluant plus d'une grappe de l'échantillon. Nous avons aussi inclus dans l'analyse certaines informations disponibles dans des tableaux publiés du recensement ivoirien de 1988 sur la survie des enfants et la composition de la population active masculine.

9. Dans environ 18 % des cas, les enfants énumérés dans la partie du questionnaire consacrés aux enfants mis au monde par la femme interrogée et déclarés être en vie et avoir un âge auquel des informations sur la scolarisation devrait pouvoir être obtenues ne sont pas mentionnés dans la partie de la liste des ménages où sont portées les informations sur la scolarisation des enfants. Les cas de cette nature n'ont pas été pris en compte dans les équations relatives à la scolarité (voir ci-après).

Méthodologie

La méthodologie repose sur deux principes : i) la perspective de forme réduite; et ii) l'accent sur la femme et de ses propres enfants comme unité d'analyse. Ceci posé, nous estimerons les équations sous forme réduite de la fécondité et de la scolarité des enfants sous la forme générale suivante:

$$\begin{aligned}
 F &= X\beta_F^1 + Z\beta_F^2 + \varepsilon_F \\
 S_1 &= X\beta_S^1 + Z\beta_S^2 + W_1\beta_S^3 + \varepsilon_{S_1} \\
 S_2 &= X\beta_S^1 + Z\beta_S^2 + W_2\beta_S^3 + \varepsilon_{S_2} \\
 &\vdots \\
 &= \vdots
 \end{aligned} \tag{2}$$

où F est une évaluation de la fécondité de la femme, S_i est un indicateur du niveau de scolarité de son i ème enfant, X est un vecteur de variables exogènes relatives à la famille, Z comprend des indicateurs des caractéristiques de la collectivité et des variables d'ordre politique, et W_i est un vecteur de variables descriptives du i ème enfant, comme l'âge et le sexe. Lorsqu'une femme n'a pas d'enfant, on ne considère que la première équation du système; lorsqu'une femme a N enfants âgés de 5 à 30 ans, on considère N équations de scolarité.^{10, 11}

10. Pitt et Rosenzweig (1991) font un exposé lucide du problème d'auto-sélection lié à ce système d'équations. Les femmes font (directement ou indirectement) des choix concernant leur fécondité qui déterminent le nombre d'équations S_i pour lesquelles des observations sont effectuées au moment de l'enquête. En général, on s'attend à ce qu'il existe une corrélation entre les différents termes d'erreur ε_F et ε_S . Si les équations S_i sont estimées sans qu'il ne soit procédé à aucune correction pour tenir compte de cette auto-sélection implicite, les coefficients de l'éducation pourraient être entachés d'un biais important, du moins en théorie.

Nous avons l'intention d'étudier la question des estimateurs de l'auto-sélection dans le cadre de nos futurs travaux. Il nous faut toutefois noter que la seule analyse de la relation entre la scolarisation des enfants et la fécondité qui a recours à ce type de technique, c'est à dire l'analyse réalisée par Pitt et Rosenzweig dans le cas de la Malaisie, aboutit à une conclusion étrange. Pitt et Rosenzweig détectent de nombreux signes de l'existence d'une corrélation entre les équations, c'est à dire d'une forte corrélation (négative) entre les termes d'erreur ε_F et ε_S , comme on pouvait s'y attendre. En d'autres termes, ils constatent un fort degré de sélectivité. Ils ne détectent toutefois guère d'indications d'un *biais de sélectivité*: leurs coefficients non corrigés diffèrent étonnamment peu des coefficients corrigés.

11. Il nous faut noter, en passant, que les premières études consacrées à la relation qui existe entre la quantité et la qualité étaient basées sur une paire d'équations du type

$$\begin{aligned}
 F &= \alpha_0 X + \alpha_1 Z + \alpha_2 S + \varepsilon_F \\
 S &= \beta_0 X + \beta_1 Z + \beta_2 F + \varepsilon_S
 \end{aligned}$$

Les coefficients α_2 et β_2 représentent ici les prix virtuels de la fécondité et de la scolarisation, les équations sont les conditions du premier ordre de la maximisation de l'utilité. Les équations indiquées dans le texte sont, en revanche, des fonctions de la demande. La principale difficulté posée par l'estimation des conditions du premier ordre consiste à trouver des instruments pour S et F dans les termes à droite des équations ci-dessus. En principe, toutes les variables exogènes qui décrivent les préférences des ménages et la contrainte constituée par le budget du ménage influenceront à la fois sur F et sur S , de sorte qu'il n'est pas strictement possible de justifier les limites d'exclusion. Il s'agit là d'un autre aspect du problème de

Nous n'incluons dans le vecteur des variables exogènes X que les caractéristiques de la femme proprement dite. Nous ne lui demandons pas si elle est mariée et si, le cas échéant, son mari est présent ou s'il compte d'autres épouses dans le ménage. Cette conception des données ressort implicitement de la perspective de forme réduite, en ce sens que le mariage, sa dissolution, la polygamie et la cohabitation de plusieurs épouses sont considérés être des facteurs endogènes ou de nature potentiellement endogène.¹²

En ce qui concerne la mesure des variables dépendantes, nous considérerons deux indicateurs de la fécondité (F). Le premier est la *fécondité cumulée*, c'est à dire le nombre d'enfants nés de la femme en question à la date de l'enquête. Nous considérons aussi le fait que la femme ait *donné naissance à un enfant au cours de la période de cinq ans* qui a précédé l'enquête. L'avantage de la première variable tient au fait que c'est celle qui se rapproche le plus de la mesure de la quantité pendant la durée de la vie envisagée dans la théorie de la transition entre la quantité et la qualité. L'avantage de la seconde tient à ce qu'elle se rapporte à des actions prises pendant une période spécifique caractérisée par des politiques et par des conditions économiques également spécifiques, et non à un comportement qui s'est manifesté pendant toute une série de régimes économiques et politiques.

La spécification de la scolarité de l'enfant (S_i) découle de ce qui précède mais donne lieu à l'addition d'une troisième variable dépendante. La *scolarité cumulée* est le niveau d'éducation atteint par l'enfant à la date de l'enquête pour les enfants âgés de 5 à 30 ans. *L'état de scolarisation à la période en cours* représente les décisions relatives à la scolarisation des enfants pendant l'année de l'enquête. Nous avons également élaboré un troisième indicateur de la scolarité qui vise à permettre de déterminer la durée de scolarité que l'enfant pourra avoir accompli à l'issue de ses études. Cet indicateur fait intervenir des données sur la durée de scolarité accomplie à la date de l'enquête et l'état des inscriptions scolaires à cette même date. Cet estimateur est décrit de manière détaillée à l'Appendice 1; nous y référerons comme un estimateur du probit ordonné avec une troncature à droite, ou encore comme le modèle de projection de la scolarité.

L'estimation soulève donc un certain nombre de problèmes liés au fait que les variables sont discrètes et que leur distribution est tronquée. Le nombre total d'enfants mis au monde est de toute évidence une variable entière; sa distribution est tronquée à droite pour les femmes incluses dans l'enquête qui sont toujours en âge de procréer. Ces difficultés ne font que s'aggraver lorsque l'on considère les enfants nés au cours de la période de cinq ans qui précède l'enquête. La durée de la scolarité accomplie est également une variable entière dont la distribution est tronquée à droite, comme mentionné ci-dessus.

l'analyse "conditionnelle" noté précédemment.

12. En outre, les variables qui décrivent le rang de naissance et l'espacement des naissances, qui présentent un intérêt fondamental pour la relation entre la quantité et la qualité, ne peuvent être examinées dans le cadre de notre approche de forme réduite. En effet, ces variables sont endogènes, et imposer des conditions basées sur ces variables revient implicitement à imposer des conditions sur le niveau et la structure par âge de la fécondité. Par exemple, si un enfant est le troisième né de la mère, il s'ensuit que la mère a eu au moins trois enfants. Il n'est pas facile de comparer un tel enfant à un aîné puisque dans ce dernier cas, la condition implicite est que la mère a eu au moins un enfant. L'espacement des naissances, qui peut influencer sur la contrainte de liquidité du ménage qui s'exerce sur le financement des investissements consacrés à l'éducation est manifestement lié au concept de fécondité.

S'agissant de la fécondité, les travaux préliminaires effectués au moyen d'un modèle de probit ordonné (dont les résultats ne sont pas présentés dans le cadre de cette étude) ont montré que les modèles de régression habituels (MCO) donnaient des résultats satisfaisants dans le cas de la fécondité cumulée, en ce sens que les deux méthodes aboutissent aux mêmes résultats en ce qui concerne le signe des effets exercés par les différentes variables et le fait qu'elles sont significatives ou non. Dans ces modèles de la fécondité cumulée, l'âge de la femme sert de variable de contrôle et est la valeur à laquelle la distribution est tronquée. Nous avons choisi de formuler le modèle de la fécondité des femmes au cours de la période récente au moyen d'une équation de probit ordinaire, qui enregistre tout simplement si un ou plusieurs enfants sont nés ou non au cours des cinq années qui ont précédé l'enquête. Cette manière de procéder a pour effet de sacrifier les informations relatives au nombre de naissances mais ne semble pas donner des résultats inférieurs à ceux des modèles de probit ordonné lorsque l'on considère les effets estimés des variables exogènes. Dans le cas de la scolarité cumulée, un modèle de régression ordinaire (MCO) s'est également avéré satisfaisant pour l'estimation des effets des variables exogènes, l'âge de l'enfant servant dans ce cas de variable de contrôle pour la troncature à droite. Le modèle de probit simple a été jugé adéquate pour décrire l'inscription actuelle. Comme indiqué plus haut, le modèle du probit ordonné permet de prendre en compte à la fois le caractère discret des données sur la scolarisation et la troncature à droite à laquelle il est adapté.

Résultats

Dans cette section, nous examinerons l'influence d'un ensemble de variables sur la fécondité et la scolarisation des enfants. Les variables considérées sont le niveau d'instruction de la femme, qui est défini par 3 catégories (sans instruction, primaire et post-primaire); son lieu de résidence, à savoir la Savane rurale, la forêt rurale-Est, la forêt rurale-Ouest, le milieu urbain autre qu'Abidjan, et Abidjan; et un indicateur du revenu permanent mesuré par les dépenses de consommation par adulte du ménage. La consommation par adulte est ajustée au moyen de déflateurs de prix régionaux et annuels présentés par McKay (1991) et est exprimée sous forme logarithmique.

Nous commencerons l'analyse en prenant l'ensemble de l'échantillon composé de résidents de zones urbaines et de zones rurales pour considérer ensuite séparément les sous-échantillons relatifs à chaque milieu d'habitat. Nous concluons enfin cette section en examinant les contributions additionnelles de la non-linéarité de la relation avec le revenu et en introduisant un indicateur de la survie des enfants établi sur la base des données du recensement. Les résultats obtenus sont récapitulés en trois graphiques qui peuvent fournir certains éclaircissements sur la solidité et la direction de la relation entre la quantité et la qualité des enfants en Côte d'Ivoire.

Description de l'échantillon

Les tableaux 1 et 2 contiennent des statistiques qui décrivent les variables dépendantes et les principales variables explicatives de l'analyse. La moyenne de la fécondité cumulée est de 3,86 naissances et environ 53,85 % des femmes ont mis au monde au moins un enfant au cours des cinq années qui ont précédé l'enquête. Pour les enfants, la scolarité (nombre d'années d'études achevées) moyenne n'est que de 2,78 années mais 37 % des enfants de l'échantillon sont actuellement inscrits à l'école, si bien que la distribution de leur scolarité totale possible est tronquée à droite.

Il est possible de se faire une idée des écarts fondamentaux qui ressortent de ces données en examinant les graphiques 5 à 18. Les graphiques 5 à 8 font apparaître les écarts constatés au niveau de la fécondité et de la scolarisation des enfants selon le niveau d'instruction de la femme. (L'âge, qu'il s'agisse de celui de la femme ou de celui de l'enfant, sert ici de variable de contrôle.) La fécondité est élevée pour tous les niveaux d'instruction, néanmoins des variations différentielles selon le niveau d'instruction s'observent aussi bien pour la fécondité cumulée que pour la fécondité récente. Il convient ici de noter qu'il n'existe guère de différence entre la fécondité des femmes qui n'ont reçu aucune instruction et celle des femmes qui ont eu une instruction primaire jusqu'à ce qu'elles atteignent l'âge de 25 ans, après quoi le profil de leur fécondité diffère. Il existe également une étroite relation entre la scolarité des enfants et le niveau d'instruction de la mère. Lorsque l'on compare la scolarité cumulée des enfants dont la mère a reçu un enseignement secondaire et celle des enfants dont la mère n'a bénéficié d'aucune instruction, on constate que la durée de la scolarité des enfants qui ont une vingtaine d'années diffère de près de 6 ans selon le cas.

Ces écarts sont certes importants mais pour les mettre en contexte, il nous faut rappeler que la poursuite des études secondaires par les filles est loin d'être une pratique courante en Côte d'Ivoire. Le tableau 1 décrit la distribution de la scolarité pour l'échantillon groupé complet dans lequel seulement 12 % des femmes ont poursuivi leurs études au delà du primaire. Seulement

1,8 % des femmes des zones rurales (non indiquées dans le tableau) ont reçu un enseignement secondaire; en fait, le pourcentage des femmes des campagnes qui ont été à l'école primaire n'est que de 10,3 %. Près d'un quart des femmes des zones urbaines ont, en revanche, poursuivi des études secondaires, du moins pendant un temps, et 22% des femmes de ce groupe ont achevé leurs études primaires.

Tableau 1. Statistiques descriptives sur l'échantillon des femmes

	<i>Tout l'échantillon n = 4310</i>	<i>Rural n = 2381</i>	<i>Urbain n = 1929</i>
VARIABLES DÉPENDANTES			
Nombre de naissances	3,86	4,51	3,07
Naissances pendant les dernières cinq années	0,539	0,536	0,541
VARIABLES INDÉPENDANTE			
<i>Données de niveau individuel</i>			
Age de femme	0,161	0,133	0,196
15-19	0,152	0,121	0,191
20-24	0,155	0,130	0,185
25-29	0,145	0,099	0,134
30-34	0,098	0,103	0,092
35-39	0,083	0,102	0,060
40-44	0,068	0,088	0,044
45-49	0,168	0,224	0,097
50+			
Scolarisation de femme ¹			
Aucune	0,726	0,879	0,538
Primaire	0,154	0,103	0,216
Primaire et plus	0,120	0,018	0,246
Consommation/adulte ² (Log in CFA)	12,98	12,74	13,29
Résidence			
Abidjan	0,209		0,467
Autre urbain	0,239		0,533
Forêt est rural	0,219	0,397	
Forêt ouest rural	0,132	0,239	
Savane	0,201	0,363	
Ethnicité			
Mandé nord	0,108	0,093	0,126
Akan	0,326	0,345	0,329
Krou	0,117	0,120	0,114
Mandé sud	0,155	0,214	0,083
Voltaic	0,111	0,121	0,099
Autre ethnicité	0,182	0,127	0,249

Tableau 1 (suite)

	Tout l'échantillon n = 4310	Rural n = 2381	Urbain n = 1929
Année de l'enquête			
1985	0,330		
1986	0,342		
1987	0,328		
Données de commune ou sous-préfecture			
Taux de survie ³	0,807	0,777	0,844
Population active d'hommes ⁴	0,555		
Agriculture	0,036		
Construction	0,101		
Commerce	0,051		
Transportation	0,195		
Marketing			
Inspections primaires ⁶			
Nombre d'écoles	61,4		
Nombre de salles de classe	324,9		
Nombre d'enseignants	339,0		
Nombre d'étudiants	13341,0		
Nombre de filles inscrit	5562,7		
Données de grappe			
Prix du marché ⁵ (normalisé par pondération d'unité)			
Boeuf	0,82		
Poisson	0,42		
Riz importé	0,29		
Riz	0,22		
Tomates	0,72		
L'huile de palme	0,64		
Maïs	0,12		
Millet	0,19		
Manioc	0,08		
Bananes	0,09		
Noix de palme	0,12		
Cacahouètes	0,36		
Oeufs (par Oeufs)	57,47		
Etoffe (par ?)	6818,21		
Sandaes (par pair)	761,59		

Tableau 1 (suite)

	Tout l'échantillon n = 4310	Rural n = 2381	Urbain n = 1929
Salarie agricole d'homme par jour ⁷		915,1	
Ecole primaire ⁷			
Absent		0,152%	
Distance au kms. (0 si présent)		0,56	
Année construit		66,9	
Ecole secondaire ⁸			
Absent ⁶			0,142%
Distance au kms. ⁷		28,7	
Année construit ^{6,8,7}		71,5	70,2
Problèmes de la scolarisation			
Aucun argent		64,1%	
Coûts élevés		31,0	
Aucun instituteur		20,5	
Aucune école		21,4	
Aucune salle de classe		26,9	
Salle ou école en construction		23,1	
Résidence d'instituteur en construction		38,5	
Aucun meuble		9,6	
Aucune transportation		35,7	
Aucune espace, autres raisons		82,3	

Notes:

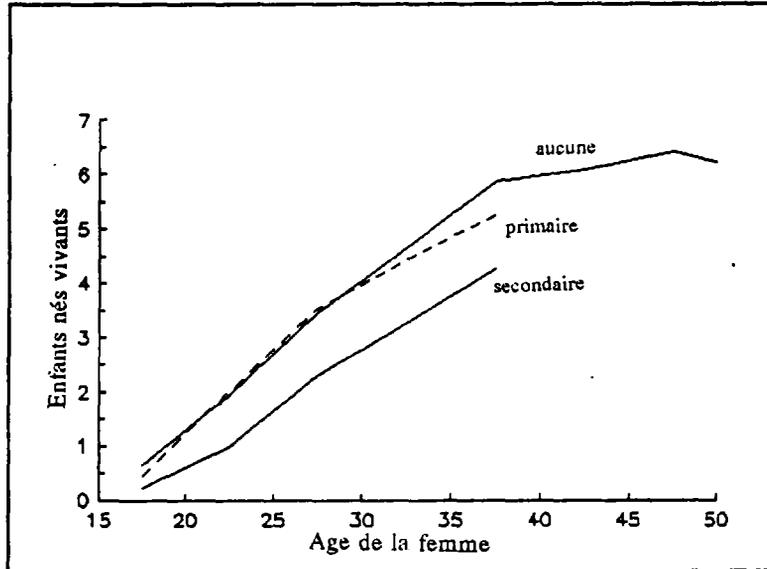
1. Une subdivision par année d'étude indique les chiffres suivant: pour l'école primaire — CP1: 1,4%; CP2: 1,3%; CE1: 1,7%; CE2: 1,6%; CM1: 5,24%; and CM2: 7,9%; et pour l'école secondaire — 6^e: 1,9%; 5^e: 2,3%; 4^e: 1,9%; 3^e: 3,2%; 2^e: 0,7%; 1^{ère}: 0,6%; et T/e: 1,6%.
2. Le logarithme du rapport entre le total des dépenses non-exceptionnelles et le nombre d'adultes du ménage.
3. Source: Recensement de 1988. Rapport entre les nombre d'enfants suivants et le nombre d'enfants nés vivants.
4. Source: Recensement de 1988. Les secteurs non-déclarés ont été exclus.
5. Source: Enquête sur les prix LSMS.
6. Source: Données sur les inspections primaires et les écoles secondaires urbaines collectées par Aka Kouané.
7. Source: Enquête sur la communauté LSMS.
8. Aucune des grappes rurales ne compte d'école secondaire.

Tableau 2. Statistiques descriptives sur l'échantillon des enfants

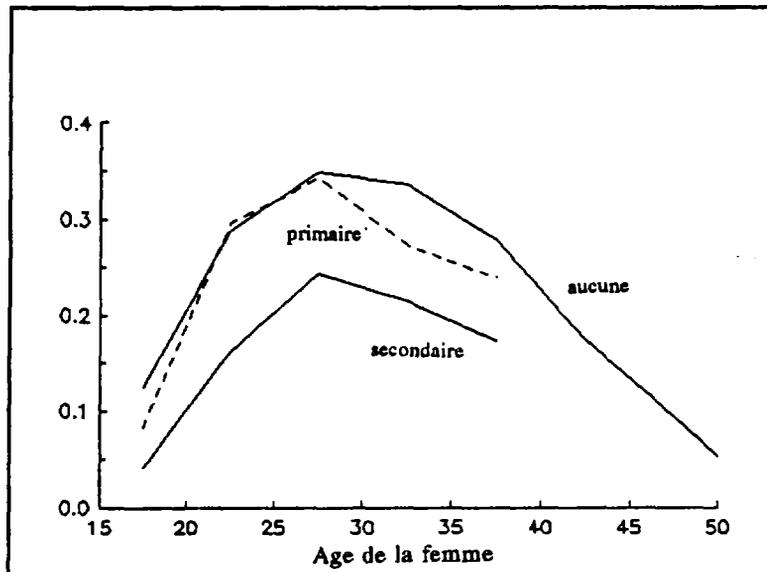
	Toute la grappe n = 8175	Rurale n = 5067	Urbain n = 3108
VARIABLES DÉPENDANTES			
Années de scolarisation cumulées	2,78	2,39	3,43
Taux actuel d'inscription	0,370	0,283	0,512
VARIABLES INDÉPENDANTES			
<i>Données aux niveaux d'individu</i>			
Age d'enfant	0,199	0,186	0,221
5-7	0,128	0,119	0,141
8-9	0,116	0,108	0,128
10-11	0,101	0,095	0,110
12-13	0,093	0,092	0,093
14-15	0,075	0,081	0,066
16-17	0,065	0,073	0,051
18-19	0,224	0,245	0,189
20-30			
Scolarisation de la mère ¹	0,849	0,944	0,695
Aucune	0,094	0,052	0,163
Primaire	0,056	0,004	0,142
Primaire et plus			
	12,95	12,78	13,24
Consommation/adulte (Log) ¹			
Résidence	0,170		0,446
Abidjan	0,211		0,554
Autre urbain	0,282	0,454	
Forêt est rural	0,126	0,204	
Forêt ouest rural	0,212	0,3416	
Savane			
Ethnicité	0,102	0,089	0,124
Mandé nord	0,340	0,358	0,310
Akan	0,120	0,133	0,099
Krou	0,149	0,194	0,076
Mandé sud	0,108	0,112	0,100
Voltaic	0,181	0,113	0,291
Autre ethnicité			
	0,487%		
Femmes			
	0,802	0,778	0,841
Taux de survie ²			

Notes:

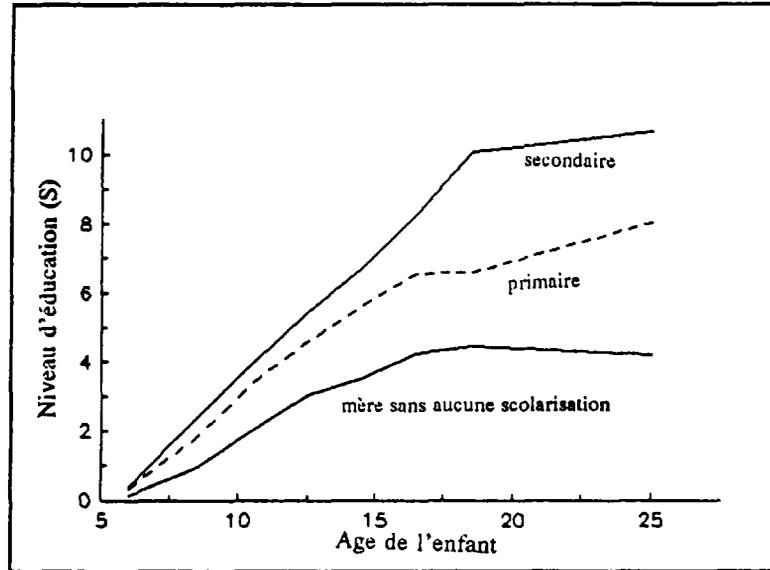
1. Le logarithme du rapport entre le total des dépenses non-exceptionnelles et le nombre d'adultes du ménage.
2. Source: Recensement de 1988. Rapport entre les nombre d'enfants suivants et le nombre d'enfants nés vivants.



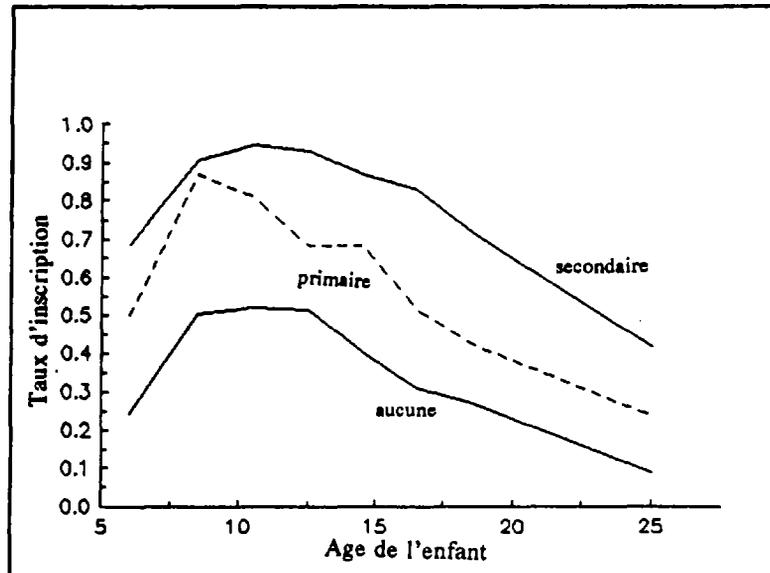
Graphique 5. Fécondité cumulée selon l'âge et l'éducation des femmes



Graphique 6. Taux spécifiques de fécondité par âge selon l'éducation des femmes — pour les cinq ans précédant l'enquête

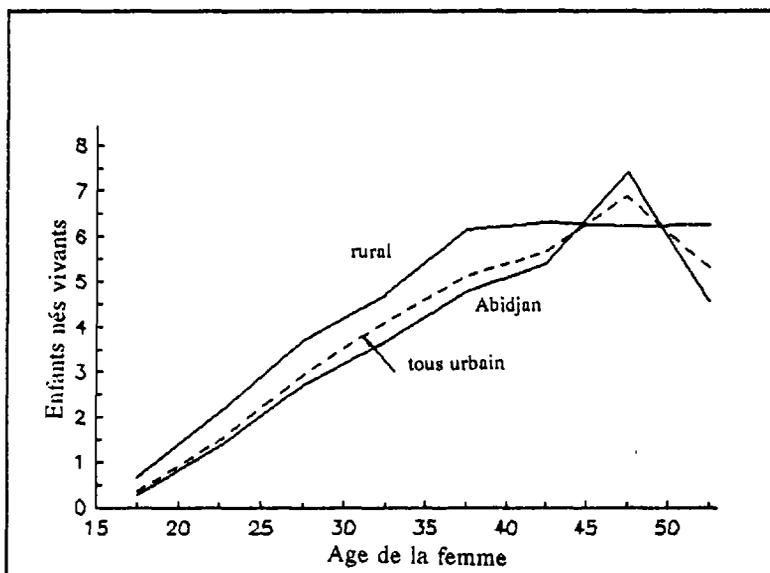


Graphique 7. Scolarité atteinte selon l'âge de l'enfant et l'éducation de la mère

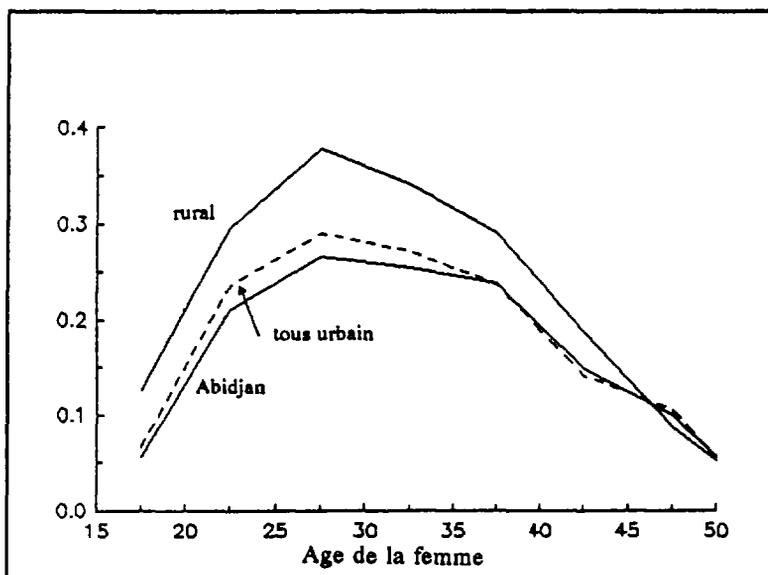


Graphique 8. Taux de scolarisation primaire par âge selon le milieu de résidence

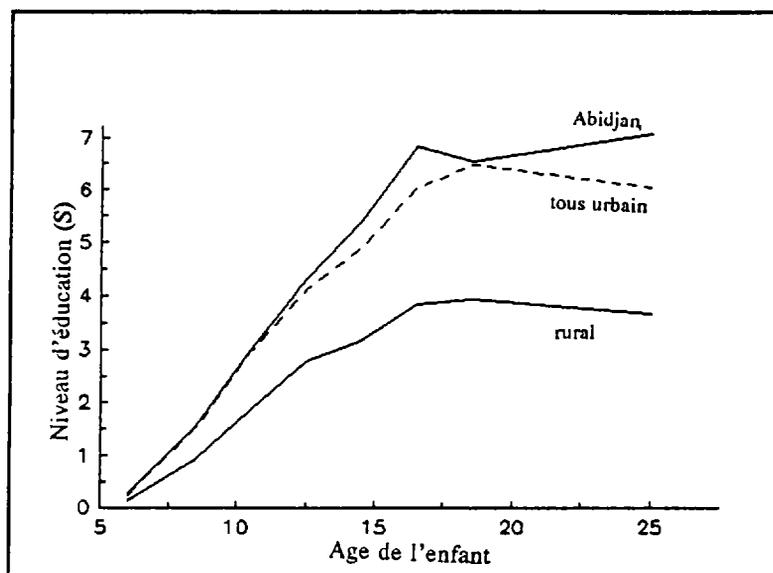
Les graphiques 9 à 11 examinent plus en détail les écarts qui existent entre les zones urbaines et les zones rurales. Nous avons isolé Abidjan des autres régions urbaines aux fins de ces comparaisons. Il semble toutefois que la ligne de démarcation la plus nette se trouve entre les zones rurales et l'ensemble des zones urbaines. Comme on pouvait s'y attendre, la fécondité est plus basse et la scolarité plus élevée dans les zones urbaines que dans les zones rurales.



Graphique 9. Parité atteinte selon l'âge de la mère et le milieu de résidence



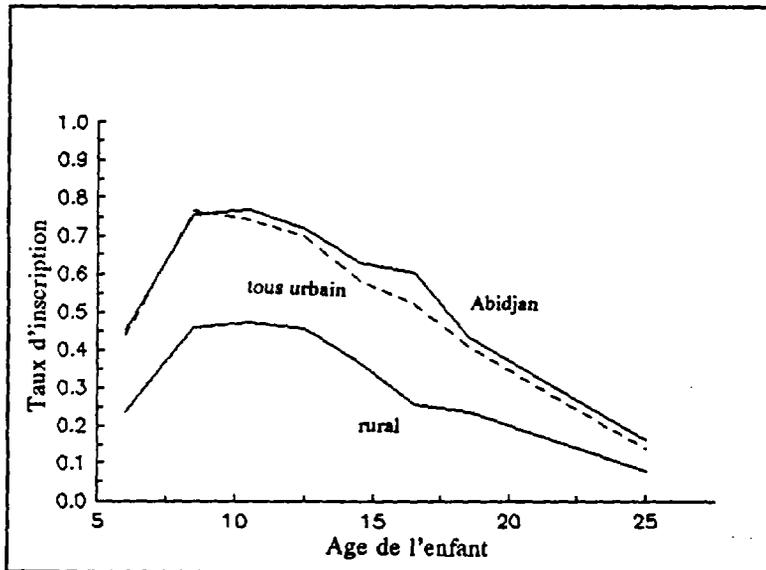
Graphique 10. Taux spécifiques de fécondité par âge selon le milieu de résidence



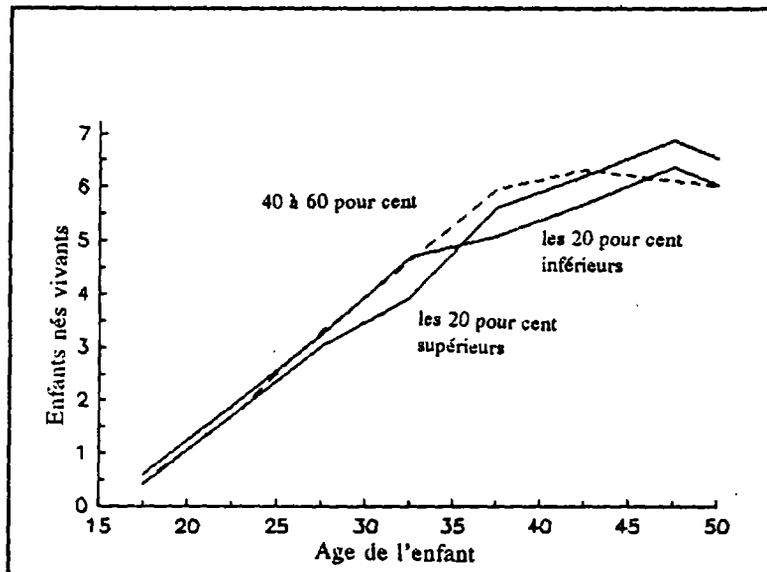
Graphique 11. Scolarité atteinte selon l'âge de l'enfant et le milieu de résidence

Les graphiques 12 à 16 présentent les décompositions par centiles de la consommation des ménages par adulte, qui servent à indiquer la position occupée par le ménage dans la distribution du revenu permanent. Contrairement à ce que l'on a pu constater sur les graphiques qui viennent d'être examinés, les écarts constatés pour la fécondité sont souvent faibles ou de sens inattendus. Il existe bien sûr une forte corrélation entre le revenu permanent et le degré d'instruction de la femme et son lieu de résidence et, si ces effets sont de sens opposé à celui du revenu permanent, les effets de ce dernier peuvent être masqués sur les graphiques. Lorsque l'on compare les niveaux de scolarité (graphiques 15 et 16), on constate un effet important du revenu, bien qu'il soit encore ici confondu à celui de l'éducation et du lieu de résidence; cette forte incidence est probablement exagérée dans ce cas.

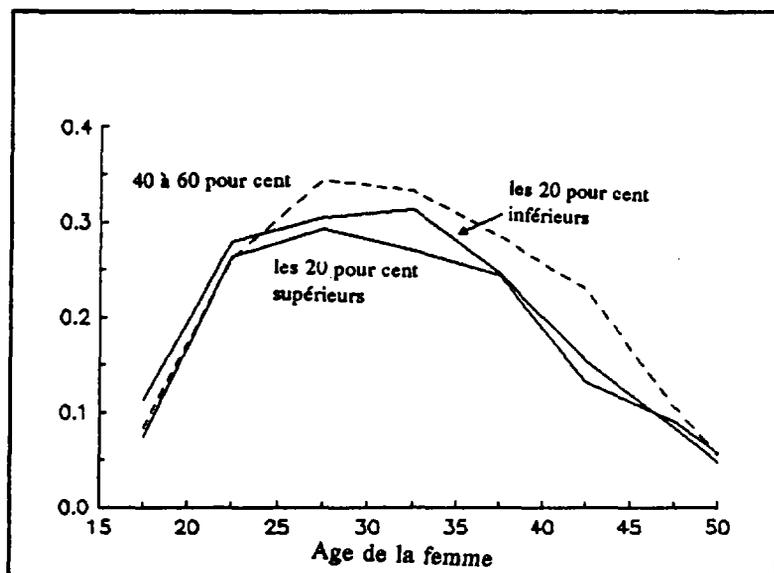
Finalement, les différences entre la scolarité des enfants selon leur sexe sont décrites aux graphiques 17 et 18. L'écart entre les niveaux d'instruction des garçons et des filles est important, conclusion qui correspond aux informations sur le taux de scolarisation présentées au graphique 4.



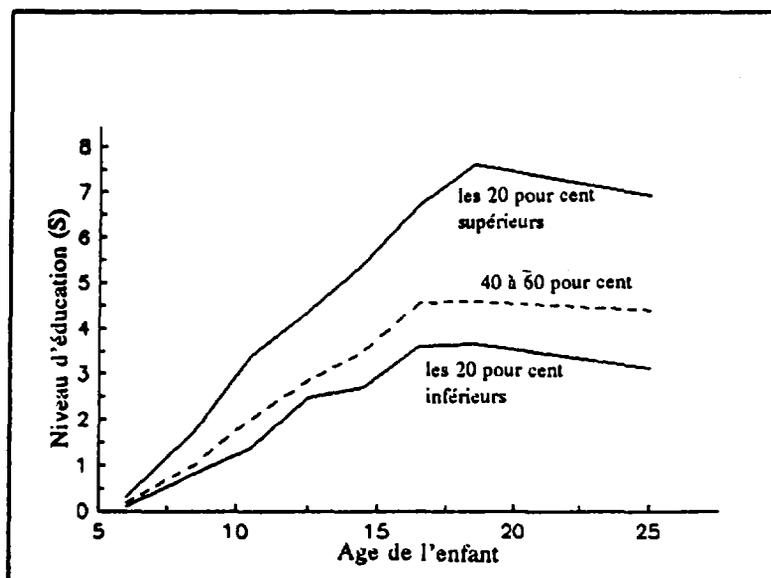
Graphique 12. Taux de scolarisation selon l'âge de l'enfant et le milieu de résidence



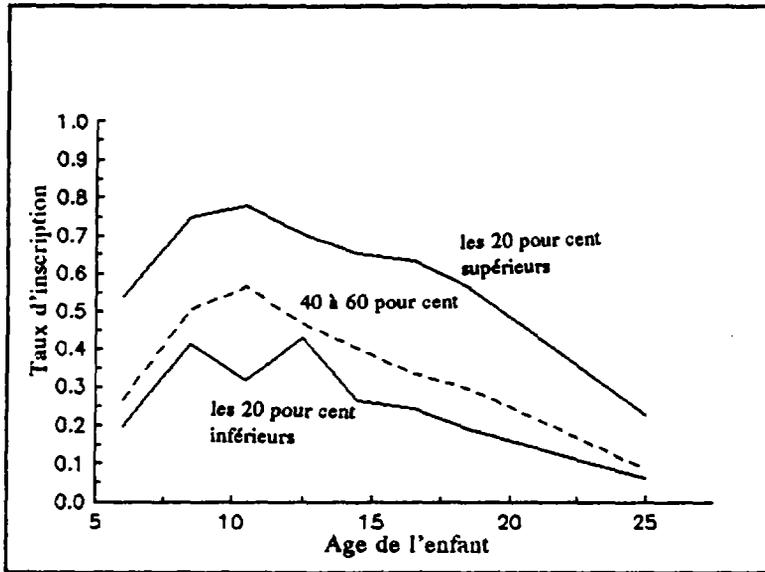
Graphique 13. Parité atteinte selon l'âge des femmes et l'indice de répartition du revenus



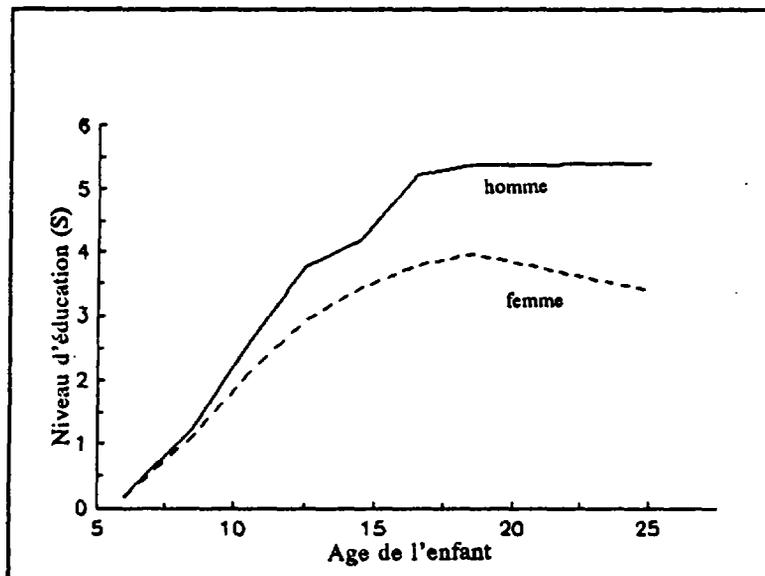
Graphique 14. Taux spécifique de fécondité par âge selon l'indice de répartition du revenu



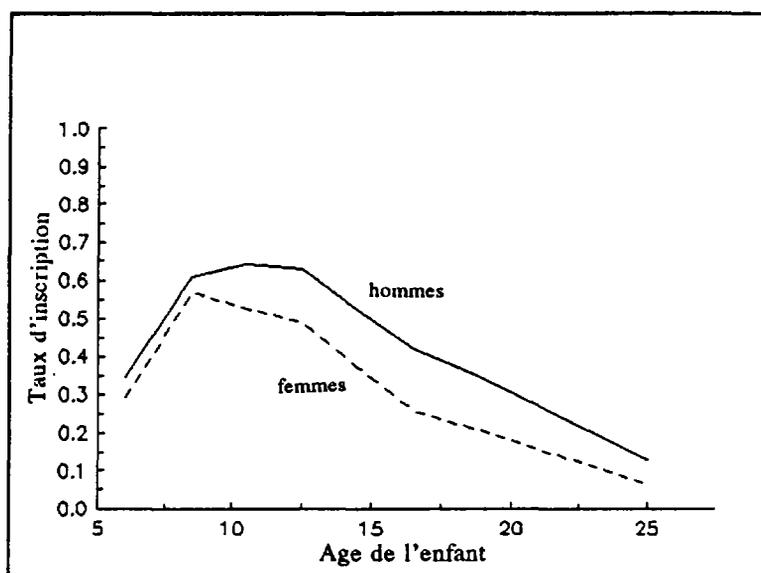
Graphique 15. Scolarité atteinte selon l'âge de l'enfant et l'indice de répartition du revenu



Graphique 16. Taux de scolarisation selon l'âge de l'enfant et l'indice de répartition du revenu



Graphique 17. Scolarité atteinte selon l'âge et le sexe de l'enfant



Graphique 18. Taux de scolarisation par âge et sexe

Résultats de l'analyse multivariée

Le tableau 3 présente les résultats de l'analyse de base où les estimations ont été obtenues à partir de l'ensemble de l'échantillon. La méthode des moindres carrés ordinaires a été employée pour estimer les modèles de la fécondité cumulée et de la scolarité cumulée aux colonnes 1 et 3. La méthode du probit a été utilisée pour les modèles de la fécondité au cours de la période récente et de la scolarisation aux colonnes 2 et 4. La colonne 5 du tableau donne les résultats de l'estimateur du maximum de vraisemblance du probit ordonné. L'âge sert de variable de contrôle dans tous les modèles.

Les coefficients estimés de plusieurs variables suggèrent l'existence d'une relation entre la quantité et la qualité des enfants. Les coefficients du niveau d'instruction de la femme sont négatifs dans les modèles de la fécondité (3 des 4 coefficients sont significatifs) et positifs et fortement significatifs dans les modèles de la scolarité. Il existe une relation négative entre le fait d'habiter à Abidjan ou dans d'autres zones urbaines et la fécondité, comme le montrent les graphiques 9 et 10, tandis qu'il existe une relation positive entre ces mêmes milieux de résidence et la scolarité.

Les coefficients de la consommation par adulte peuvent surprendre. Lorsque l'on neutralise les effets du lieu de résidence et du niveau d'instruction de la femme, on constate l'apparition d'une relation positive entre cette mesure du revenu permanent et la fécondité ainsi qu'entre le revenu permanent et la scolarité. La fécondité et la scolarité sembleraient donc être des variables normales. Bien qu'elle soit significative, l'élasticité de la fécondité cumulée par rapport à la consommation est assez faible puisqu'elle est de 0,060, alors que les estimations calculées par Ainsworth (1990) pour les ménages en 1985 uniquement étaient de 0,08 à 0,09. (Ces élasticités sont évaluées à la moyenne.)

Tableau 3. *Modèle de parité atteinte et de scolarité atteinte: Résultats de base, ensemble de l'échantillon (les statistiques-T en parenthèses.)*

	Femmes		Enfants		
	Fécondité cumulée (OLS)	Naissances pendant les dernières cinq années* (Probit)	Scolarisation cumulée (OLS)	Taux actuel d'inscription (Probit)	Scolarisation complétée projeté ^b
Scolarisation de femmes ^c	-0,080	-0,136	0,222	0,327	0,375
Primaire	(0,69)	(1,98)	(2,02)	(5,93)	(4,90)
Primaire et plus	-0,805	-0,432	0,330	0,620	0,687
	(5,91)	(5,45)	(2,24)	(7,64)	(2,06)
Consommation par Adulte (log)	0,232	0,114	0,542	0,291	0,298
	(4,23)	(3,29)	(11,66)	(11,64)	(10,30)
Résidence ^d					
Abidjan	-0,524	-0,491	20,258	0,895	1,288
	(4,01)	(5,84)	(20,30)	(14,82)	(19,35)
Autre urbain	-0,168	-0,304	1,900	0,874	1,127
	(1,41)	(3,82)	(19,05)	(15,76)	(21,36)
Forêt est rural	0,572	0,006	1,184	0,516	0,683
	(4,74)	(0,07)	(12,39)	(9,64)	(10,41)
Forêt ouest rural	0,063	-0,125	1,084	0,534	0,558
	(0,44)	(1,32)	(9,11)	(8,28)	(7,19)
Ethnicité ^e					
Akan	0,021	-0,067	0,972	0,399	0,549
	(0,16)	(0,79)	(8,61)	(6,39)	(2,27)
Krou	-0,134	0,032	1,796	0,535	0,964
	(0,83)	(0,32)	(12,80)	(7,32)	(3,42)
S. Mande	-0,169	-0,209	0,774	0,432	0,567
	(1,21)	(2,12)	(6,10)	(6,18)	(2,16)
Voltaic	-0,187	-0,025	-0,085	-0,030	-0,025
	(1,12)	(0,25)	(0,65)	(0,40)	(0,98)
Autre ethnicité	-0,010	0,175	-0,363	-0,109	-0,220
	(0,07)	(1,93)	(2,97)	(1,64)	(0,86)
Age de femme ^f			Age d'enfant ^g		-0,008
					(2,65)
20-24	1,246	1,076	8-9	0,968	0,809
	(9,62)	(14,47)		(9,04)	(14,71)
25-29	2,698	1,350	10-11	2,058	0,793
	(20,68)	(17,07)		(18,64)	(14,02)
30-34	3,824	1,174	12-13	3,137	0,744
	(26,89)	(14,00)		(27,11)	(12,69)
35-39	5,022	0,799	14-15	3,724	0,481
	(33,20)	(9,40)		(31,22)	(7,99)
40-44	5,363	0,230	16-17	4,458	0,176
	(33,41)	(2,64)		(34,70)	(2,66)
45-49	5,694	-0,294	18-19	4,629	0,026
	(33,17)	(3,08)		(33,90)	(0,37)
50+	5,226		20+	4,381	-0,757
	(38,46)			(46,31)	(13,42)
Femmes				-0,907	-0,357
				(15,17)	(11,02)
Constant	-2,216	-1,478		-8,307	-5,058
	(3,14)	(3,31)		(13,69)	(15,31)
R ²	0,462			0,386	
F ou χ^2 (valeur-p)	194,2	767,7		256,5	2182,2 ^h
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
Observations	4310	3588		8175	8175

Notes:

- Les femmes âgées de 50 ans et plus ont été omises.
- Modèle de probit ordonné avec troncation à droite. Estimés des paramètres α : 4.149, 4.202, 4.264, 4.358, 4.453, 4.600, 5.124, 5.214, 5.306, 5.450, 5.928, 5.985, 6.147. (Voir appendice pour plus de détails.)
- Catégorie de référence : sans instruction.
- Catégorie de référence : Savane.
- Catégorie de référence : Mandé nord.
- Catégorie de référence : groupe d'âge 15-19 ans.
- Catégorie de référence pour les modèles de scolarité atteinte et de scolarisation actuelle : groupe d'âge 5-7 ans.
- Test contre le modèle nul avec des paramètres de point de rupture α et l'âge de l'enfant.

L'élasticité de la fécondité au cours de la période récente est d'un niveau similaire, puisqu'elle a été estimée à 0,069 à la moyenne. La scolarité cumulée est influencée dans une plus large mesure que la fécondité par le niveau du revenu permanent puisque son élasticité est estimée à 0,195. L'élasticité de la scolarisation est de 0,339. Ces diverses estimations indiquent qu'un accroissement du revenu permanent aurait tendance à accroître la fécondité et la scolarisation des enfants, bien que cet effet puisse être très faible sur la fécondité et plus prononcé sur la scolarisation. Nous reviendrons plus tard sur le poids qu'il convient d'accorder à cette interprétation.

Les effets du niveau d'instruction de la femme et de son lieu de résidence peuvent être directement déduits de la valeur prise par les coefficients de ces variables dans les modèles de la fécondité et de la scolarité cumulées; c'est aussi le cas de l'effet du sexe de l'enfant dans le modèle de la scolarité cumulée. Les estimations produites par la méthode du probit indiquées aux colonnes 2 et 4 nécessitent par contre quelques explications. Considérons tout d'abord le probit de la fécondité au cours de la période qui vient de s'écouler; la probabilité qu'une femme ait mis au monde un enfant au cours de la période de cinq ans qui vient de s'écouler est de 0,666 pour une femme qui n'a reçu aucune instruction, de 0,623 pour une femme qui a reçu un enseignement primaire et de seulement 0,527 pour une femme qui a suivi des cours de l'enseignement secondaire. (Toutes ces estimations sont des probabilités moyennes dont la valeur a été produite par des prévisions calculées en permettant aux autres variables exogènes de fluctuer dans la mesure où elles le font pour l'échantillon tout entier. Elles donnent une idée des écarts associés à la variable en question.) Les femmes qui habitent dans la savane ont une probabilité de 0,701 d'avoir mis au monde un enfant au cours de la période récente; cette même probabilité est de 0,702 pour les femmes qui habitent dans la zone forestière de l'est, de 0,664 pour celles qui habitent dans la région forestière de l'ouest, de 0,608 pour celles qui résident dans les zones urbaines, Abidjan non compris, et de 0,547 pour les femmes qui habitent à Abidjan. La probabilité d'une naissance au cours des cinq années précédant l'enquête est de 0,642 pour les Mandé du Nord mais de seulement 0,575 pour les Mandé du sud; les coefficients des variables muettes qui représentent les autres groupes ethniques ne sont pas significatifs.

Les calculs de ce type qui ont été effectués pour la scolarisation montrent que, lorsque la mère n'a reçu aucune instruction, la probabilité moyenne que son enfant soit inscrit à l'école est de 0,350. Cette probabilité fait un bond pour atteindre 0,448 dans le cas des mères qui ont été à l'école primaire et 0,538 pour celles qui ont fréquenté l'école secondaire. La scolarisation est à son niveau le plus faible dans la savane, où la probabilité moyenne qu'un enfant soit inscrit à l'école est de 0,217. Ce chiffre est inférieur de plus de moitié à celui constaté pour Abidjan (0,471) ou les autres régions urbaines (0,464). La probabilité moyenne de scolarisation est de 0,420 pour les garçons contre seulement 0,318 pour les filles.

Le modèle de la projection de la durée totale de la scolarité accomplie (voir Appendice 1) semble indiquer que les enfants ivoiriens poursuivront leurs études pendant en moyenne 5,26 années (alors que la moyenne de l'échantillon est de 2,78 ans, soit un chiffre trompeusement faible). Les estimations obtenues par cette méthode indiquent que les garçons poursuivront des études pendant en moyenne 6,11 ans et les filles pendant 4,36 ans. Les enfants issus de mères n'ayant reçu aucune instruction devraient eux-mêmes, d'après les projections, poursuivre leurs études pendant seulement 4,89 années, contre 7,07 ans pour les enfants dont la mère a reçu un

enseignement primaire et 8,56 ans pour les enfants dont la mère a reçu une formation du niveau du secondaire.¹³

L'endogénéité de la consommation

Les estimations qui viennent d'être examinées reposent sur l'hypothèse que toutes les covariables considérées dans l'analyse sont exogènes, c'est à dire qu'il n'existe aucune corrélation entre ces variables et les termes d'erreur qui apparaissent respectivement dans l'équation de la fécondité et de la scolarité. La validité de cette hypothèse est pour le moins douteuse lorsque l'on considère la consommation par adulte. Nous considérerons ici un scénario particulier (se reporter à Benefo et Schultz, 1992 pour d'autres scénarios). Le tableau 3 indique qu'il existe une relation positive entre la consommation et la fécondité, ce que nous avons interprété comme étant l'effet exercé par le revenu permanent sur la fécondité. Or, il serait tout aussi plausible de considérer que la relation de cause à effet est de sens opposé. Si les enfants contribuent au revenu de la famille et que cette contribution est prise en compte dans la consommation par adulte, la relation positive constatée au tableau 3 est, du moins en partie, due à cette relation inverse.

Pour empêcher que les estimations ne soient affectées par cette possibilité, la méthode habituellement suivie consiste à établir des prévisions de la consommation par adulte au moyen d'une série de variables instrumentales exogènes afin d'éliminer (du moins l'espère-t-on) la valeur de la consommation indiquée par les prévisions de toute contamination due à l'endogénéité. La technique des variables instrumentales est théoriquement sans faille. En pratique, ses résultats sont influencés dans une mesure inquiétante par le choix des instruments et la présence d'une multicollinéarité. Dans de nombreux cas, il n'est pas évident que cette méthode permette d'obtenir des résultats plus proches des valeurs réelles.

C'est du moins la conclusion à laquelle nous avons abouti pour la Côte d'Ivoire, pour les raisons qui sont exposées à l'appendice 2. Une série d'estimations effectuées au moyen de variables instrumentales et de tests statistiques d'exogénéité ont montré que : i) les échantillons urbains et ruraux ne devraient pas être regroupés aux fins des estimations, et ii) lorsque les données sont décomposées en un sous-échantillon urbain et un sous-échantillon rural, aucun fait décisif ne permet d'établir que les estimations effectuées au moyen des variables instrumentales donnent de meilleurs résultats. En fait, les tests ne confirment ni ne rejettent clairement l'hypothèse selon laquelle la consommation est exogène. La possibilité d'un biais persiste dans le modèle non corrigé et nous sommes d'avis que, si c'est le cas, les effets du revenu permanent sur la fécondité peuvent être entachés d'une distorsion vers le haut tandis que les effets de ce même revenu sur la scolarité peuvent être entachés d'une distorsion vers le bas dans les modèles non corrigés. Comme indiqué précédemment, les effets (non corrigés) du revenu sur la fécondité sont dans tous les cas limités. Ceci étant, nous examinerons maintenant les résultats obtenus séparément pour les régions rurales et les régions urbaines.

13. L'âge de l'enfant doit être interprété d'une manière différente dans le modèle du probit ordonné, qui tient compte du fait que la distribution des données est tronquée à droite, que dans le modèle de la scolarité cumulée. Dans ce dernier modèle, l'âge est essentiellement une approximation de durée des études. Dans le modèle de projection de la scolarisation, cette fonction de l'âge a été supprimé par la redéfinition de la variable dépendante (voir Appendice 1) de sorte qu'ici, l'âge doit être interprété comme représentant d'effet du temps et d'autres variables de tendance non observées.

Analyse selon le milieu de résidence

Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 4 pour les zones rurales. En ce qui concerne la fécondité dans les zones rurales, nous avons établi qu'une relation positive continue d'exister entre la consommation et la fécondité cumulée, l'élasticité à la moyenne étant de 0,03. Aucun effet significatif n'est détecté dans le modèle de la fécondité au cours de la période récente tandis que l'effet positif des niveaux de la consommation sur la scolarité demeure fortement significatif pour le sous-échantillon rural (l'élasticité calculée est de 0,249 pour la scolarité cumulée et de 0,375 pour la scolarisation). L'effet exercé par le niveau d'instruction de la femme sur la fécondité dans les zones rurales cesse d'être significatif (bien qu'il faille rappeler ici que seulement 1,8 % des femmes qui vivent en zone rurale ont eu la possibilité de recevoir une éducation secondaire). L'effet du niveau d'instruction de la femme sur la scolarisation à la période considérée demeure, en revanche, positif. Les écarts négatifs entre les taux de scolarité des filles et des garçons qui sont détectés au niveau de l'échantillon global sont également apparents dans le sous-échantillon des zones rurales.

Le tableau 5 présente les résultats relatifs aux zones urbaines. Dans ce cas, le niveau de la consommation n'est pas affecté d'un coefficient significatif dans l'équation de régression de la fécondité cumulée (bien qu'il demeure significatif dans le modèle de la fécondité à l'époque considérée, son élasticité estimée étant de 0,114 à la moyenne) mais cette variable semble avoir une forte influence sur la scolarité cumulée et la scolarisation, les élasticités calculées étant de 0,168 et 0,297 respectivement. Le niveau d'instruction de la femme exerce un effet systématiquement négatif sur la fécondité dans les zones urbaines (bien que le coefficient du niveau d'instruction primaire ne soit pas significatif dans le modèle de la fécondité cumulée) et a un effet systématiquement positif et significatif sur la scolarité. Dans les zones urbaines, comme dans les zones rurales, les investissements consacrés par les parents à l'éducation de leurs enfants favorisent les garçons par rapport aux filles. Les différences constatées représentent une demie année d'étude dans le modèle de la scolarité cumulée.

Le groupe ethnique semble n'avoir qu'un effet limité sur les niveaux de fécondité en zone rurale, les groupes Mandé du sud et Voltaïques ayant des taux de fécondité légèrement plus faibles que les autres groupes. Les différences entre les groupes ethniques sont par contre frappantes pour ce qui est de la scolarité. Les Akans, les Krous et les Mandé du sud consacrent des investissements plus importants à la scolarisation de leurs enfants que les autres groupes ethniques, toutes choses étant égales par ailleurs. Les effets de l'ethnie sur la scolarisation se manifestent en zones rurales et en zones urbaines mais ses effets sur la fécondité ne se manifestent par contre pour l'essentiel que dans les zones rurales.

Les probabilités données par les prévisions du modèle probit de la fécondité à la période récente et de la scolarisation sont indiquées au tableau 6.

Tableau 4. Modèles de fécondité et de scolarité cumulées : résultats de base, échantillon rural
(les statistiques de Student sont entre parenthèses)

	Femmes		Enfants		
	Fécondité cumulée (OLS)	Naissances pendant les dernières cinq années ^a (Probit)	Scolarisation cumulée (OLS)	Taux actuel d'inscription (Probit)	Scolarisation complétée projetée ^b (probit ordonné)
Scolarisation de femme ^c	-0,124	-0,047	0,148	0,365	0,543
Primaire	(0,65)	(0,43)	(0,83)	(4,19)	(5,25)
Primaire et plus	-0,454	0,207	-0,020	0,484	0,661
	(1,11)	(0,92)	(0,03)	(1,55)	(1,36)
Consommation par adulte (log)	0,368	0,066	0,593	0,276	0,307
	(4,51)	(1,27)	(10,05)	(8,54)	(10,37)
Résidence ^d	0,540	-0,082	1,202	0,494	0,666
Forêt est rural	(3,78)	(0,91)	(11,40)	(8,44)	(12,89)
Forêt ouest rural	0,139	-0,129	0,990	0,498	0,529
	(0,82)	(1,23)	(7,71)	(7,18)	(8,31)
Ethnicité ^e					
Akan	-0,013	-0,067	1,081	0,461	0,625
	(0,06)	(0,50)	(6,90)	(4,98)	(7,39)
Krou	-0,358	-0,049	2,150	0,680	1,110
	(1,42)	(0,32)	(11,77)	(6,59)	(11,66)
Mandé sud	-0,424	-0,364	0,883	0,453	0,613
	(1,92)	(2,69)	(5,44)	(4,78)	(7,09)
Voltaic	-0,458	-0,136	0,036	-0,108	-0,006
	(1,92)	(0,95)	(0,21)	(0,99)	(0,06)
Autre ethnicité	-0,198	0,137	-0,474	-0,299	-0,333
	(0,80)	(0,90)	(2,52)	(2,72)	(3,21)
Age de femme ^f			Age d'enfant ^g		
20-24	1,371	0,946	8-9	0,764	-0,012
	(6,51)	(8,32)		(5,41)	(3,50)
25-29	2,907	1,360	10-11	1,571	
	(13,95)	(10,86)		(10,77)	
30-34	3,956	0,993	12-13	2,555	
	(17,58)	(8,03)		(16,76)	
35-39	5,376	0,724	14-15	2,938	
	(23,69)	(6,10)		(19,08)	
40-44	5,580	0,190	16-17	3,533	
	(24,40)	(1,66)		(21,92)	
45-49	5,536	-0,396	18-19	3,548	
	(23,19)	(3,23)		(21,11)	
50+	5,522		20+	3,351	
	(28,11)			(27,86)	
Female				-1,092	0,578
				(14,33)	(15,09)
Constant	-3,978	-0,722		-8,362	
	(3,78)	(1,09)		(10,87)	
R ²	0,410			0,329	
F or χ^2	96,4	364,7		137,8	1206,2 ^h
(valeur-p)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
Observations	2381	1847		5067	5067

Notes:

- Les femmes âgées de 50 ans et plus ont été omises.
- Modèle de probit ordonné avec troncature à droite. Estimés des paramètres α : 4,226; 4,280; 4,348; 4,444; 4,435; 4,681; 5,207; 5,276; 5,339; 5,445; 5,911; 5,966; 6,121. (Voir appendix pour plus de détails.)
- Catégorie de référence : sans instruction.
- Catégorie de référence : Savane.
- Catégorie de référence : Mandé nord.
- Catégorie de référence : groupe d'âge 15-19 ans.
- Catégorie de référence pour les modèles de scolarité atteinte et de scolarisation actuelle : groupe d'âge 5-7 ans.
- Test contre le modèle nul avec des paramètres de point de rupture α et l'âge de l'enfant.

Tableau 5. Modèles de fécondité et de scolarité cumulée :
Résultats de base, échantillon urbain
(statistiques de student entre parenthèses)

	Femmes		Enfants		
	Fécondité cumulée (OLS)	Naissances pendant les dernières cinq années (Probit)*	Scolarisation cumulée (OLS)	Taux actuel d'inscription (Probit)	Scolarisation complétée projetée (Probit ordonné)
Scolarisation de femme ^c					
Primaire	-0,036 (0,26)	-0,286 (3,12)	0,445 (3,30)	0,329 (4,50)	0,317 (3,88)
Primaire et plus	-0,761 (5,49)	-0,589 (6,36)	0,665 (4,29)	0,651 (7,24)	0,721 (6,52)
Consommation par Adulte (log)	0,083 (1,18)	0,166 (3,45)	0,574 (7,91)	0,347 (8,50)	0,321 (7,73)
Résidence ^d					
Abidjan	-0,324 (3,39)	-0,186 (2,73)	0,406 (4,29)	0,015 (0,29)	0,160 (3,03)
Ethnicité ^e					
Akan	0,025 (0,16)	-0,027 (0,24)	0,852 (5,45)	0,300 (3,46)	0,438 (5,17)
Krou	0,072 (0,36)	0,147 (1,07)	1,044 (5,26)	0,246 (2,23)	0,646 (5,66)
Mandé sud	0,250 (1,16)	0,063 (0,43)	0,865 (4,06)	0,421 (3,50)	0,566 (4,54)
Voltaic	0,165 (0,81)	0,237 (1,62)	-0,342 (1,77)	0,066 (0,61)	-0,047 (0,45)
Autre ethnicité	0,132 (0,80)	0,248 (2,16)	-0,310 (2,00)	-0,007 (0,08)	-0,172 (2,04)
Age de femme ^f			Age d'enfant ^g		
20-24	1,167 (7,61)	1,245 (12,32)	8-9	1,237 (7,95)	0,956 (11,09)
25-29	2,568 (16,37)	1,443 (13,58)	10-11	2,705 (16,89)	0,902 (10,28)
30-34	3,775 (21,85)	1,392 (12,00)	12-13	3,931 (23,32)	0,802 (8,87)
35-39	4,680 (23,86)	0,953 (7,64)	14-15	4,861 (27,17)	0,531 (5,68)
40-44	5,143 (22,30)	0,319 (2,24)	16-17	5,944 (29,23)	0,346 (3,29)
45-49	6,379 (24,62)	-0,034 (0,21)	18-19	6,598 (29,23)	,158 (1,35)
50+	4,714 (23,71)		20+	6,166 (41,75)	-0,746 (8,66)
Femme				-0,615 (6,72)	-0,223 (4,41)
Constant	-0,455 (0,49)	-2,604 (4,11)		-7,829 (8,12)	-5,041 (9,29)
R ²	0,490		0,495		
F ou χ^2 (valeur-p)	114,9 (0,000)	416,4 (0,000)	177,8 (0,000)	1011,1 (0,000)	512,2 ^h (0,000)
Observations	1929	1741	3108	3108	3108

Notes:

- Les femmes âgées de 50 ans et plus ont été omises.
- Modèle de probit ordonné avec troncature à droite. Estimés des paramètres α : 3,454; 0,505; 3,556; 3,649; 3,754; 3,903; 4,427; 4,549; 4,684; 4,882; 5,387; 5,452; 5,622. (Voir appendix pour plus de détails.)
- Catégorie de référence : sans instruction.
- Catégorie de référence : Savane.
- Catégorie de référence : Mandé nord.
- Catégorie de référence : groupe d'âge 15-19 ans.
- Catégorie de référence pour les modèles de scolarité atteinte et de scolarisation actuelle : groupe d'âge 5-7 ans.
- Test contre le modèle nul avec des paramètres de point de rupture α et l'âge de l'enfant.

Tableau 6. Probabilités prédites de la fécondité actuelle et de la scolarisation actuelle :
Echantillons rural et urbain

	RURAL		URBAIN	
	Femmes: Naissances pendant les dernières cinq années	Enfants: Taux actuel d'inscription	Femmes: Naissances pendant les dernières cinq années	Enfants: Taux actuel d'inscription
Scolarisation de femme	[0,674]	[0,276]	[0,667]	[0,469]
Aucune	0,688*	0,381	0,579	0,573
Primaire	0,733*	0,417*	0,480	0,669
Primaire et plus				
Résidence				
Abidjan			0,567	0,514
Autre urbain			[0,626]	[0,509]
Forêt est rural	0,672*	0,325		
Forêt ouest rural	0,658*	0,326		
Savane	[0,696]	[0,196]		
Ethnicité				
Mandé nord	[0,709]	[0,201]	[0,566]	[0,466]
Akan	0,689*	0,324	0,557	0,558
Krou	0,694*	0,390	0,612	0,541
Mandé sud	0,596	0,321	0,586	0,594
Voltaic	0,669*	0,177*	0,640	0,486*
Autre ethnicité	0,748*	0,139	0,643	0,464*
Sexe				
Homme		[0,342]		[0,545]
Femme		0,221		0,478

Notes: Les catégories de référence sont entre crochets [].

* la différence avec la catégorie de référence est *non* significative.

Source: Probabilité moyennes prédites à partir des modèles probit des tableaux 3 et 4 et calculées de la manière suivante:

$$\hat{P}_k = (1/N) \sum_i^N \Phi(\sum_{j \neq k} x_{ij} \hat{\beta}_j + \hat{\beta}_k)$$

ou k réfère à la covariable en question et l'indice d'observation i porté sur l'ensemble de l'échantillon (i.e. toutes les observation rurales ou urbaines). Cette formulation permet aux covariables j autres que k (à l'exception de celles dans la catégorie des variables muettes qui ont été considérées comme nulles) de prendre leur valeur échantillonnées x_{ij} . Ainsi, lorsqu'on annule toutes les variables dichotomiques relatives à l'ethnie, on obtient la probabilité de la catégorie de référence Mandé nord, pour calculer la probabilité pour le group Akan, on annule toutes les autres catégories à l'exception de ce groupe, et ainsi de suite. Cette procédure est différente de celle qui aurait consisté à sélectionner uniquement des sous-échantillons de Mandé nord ou d'Akan; dans une telle procédure les autres covariables ne sont pas restreinte, à leur valeur du sous-échantillon.

Modèles alternatifs

Les tableaux 7 et 8 considèrent la possibilité de l'existence d'un effet non linéaire de la consommation sur le comportement, par exemple un effet qui pourrait être pris en compte par le carré de la variable, et examinent la contribution des taux de survie des enfants.

Il n'est guère d'indications probantes de l'existence de relations non linéaires importantes entre la consommation et la fécondité ou la scolarisation dans les zones rurales (tableau 7). La fécondité continue d'être un bien normal sur l'ensemble de l'intervalle de la consommation (le point de retournement vers le bas de la formule quadratique correspond à des valeurs de la consommation qui ne sont pas comprises dans l'intervalle de variation de la consommation en zones rurales), bien que l'élasticité à la moyenne de la fécondité cumulée augmente légèrement pour atteindre 0,097. En ce qui concerne la scolarité dans les zones rurales, la consommation a un effet positif sur l'ensemble de l'intervalle de variation de la consommation (les coefficients ont des valeurs trompeuses à cet égard) et le carré de la consommation n'ajoute guère à notre compréhension du phénomène.

En revanche, dans le cas des zones urbaines (tableau 8), l'introduction du carré de la consommation dans le modèle révèle l'existence d'effets non linéaires relativement importants. L'effet de la consommation sur la fécondité est positif jusqu'au 70^{ième} centile de la distribution de la consommation en zone urbaine mais devient négatif lorsque l'on atteint les niveaux supérieurs du revenu permanent. On constate un effet similaire pour la fécondité pendant la période récente bien que, dans ce cas, on n'atteint le point de retournement vers le bas de la fonction qu'au niveau correspondant aux 10 % les plus élevés de la distribution de la consommation. Ce qui précède témoigne, même faiblement, du fait que la fécondité se comporte comme un bien normal jusqu'à un seuil déterminé du revenu permanent pour devenir un bien inférieur par rapport au revenu au delà de ce seuil.

Les résultats concernant les taux de survie des enfants sont frappants, bien qu'une mise en garde s'impose également ici. Rappelons en effet que l'indicateur de la survie est le rapport entre le nombre d'enfants survivants et le nombre d'enfants mis au monde établi à partir des chiffres produits par le recensement de 1988, par commune ou par sous-préfecture. Le tableau 6 montre que, dans les zones rurales, il existe une relation négative entre le taux de survie et la fécondité cumulée, et une relation positive entre ce même taux et la scolarité. L'élasticité de la fécondité est de l'ordre de -0,54 lorsqu'elle est évaluée à la moyenne. Il convient aussi de noter qu'aucun effet n'a été détecté dans le cas de la fécondité récente. La valeur de l'élasticité, l'absence d'un effet marqué du taux de survie sur la fécondité récente et l'effet apparemment important qu'il exerce sur la fécondité cumulée sont autant d'indications que le mécanisme qui met en relation la survie des enfants et la fécondité pourrait être lié à l'arrêt de l'allaitement maternel par suite du décès d'un enfant (Lloyd et Ivanov, 1988).

Il importe de noter que, dans les zones rurales, on constate l'existence d'une relation positive entre les taux de survie des enfants et la scolarité cumulée. L'élasticité à la moyenne est de 1,12. La signification de cette relation n'est toutefois pas totalement évidente. Comme on l'a vu à la section II, elle pourrait indiquer que les parents sont plus enclins à investir dans le capital humain lorsqu'ils sont plus sûrs que leurs enfants

Tableau 7. Fécondité et scolarité atteinte : modèle alternatif pour l'échantillon rural
(les statistiques de student sont entre parenthèses)

	Femmes				Enfants					
	Fécondité cumulée (OLS)		Naissances pendant les dernières cinq années (Probit) ^a		Scolarisation cumulée (OLS)		Taux actuel d'inscription (Probit)		Scolarisation complétée projeté ^b (probit ordonné)	
			(1)	(2)			(1)	(2)	(1)	(2)
Scolarisation de femme ^c	-0,114	-0,098	-0,023	0,047	0,409	0,123	0,498	0,367	0,639	0,532
Primaire	(0,60)	(0,51)	(0,22)	(0,44)	(2,25)	(0,69)	(5,79)	(4,20)	(6,26)	(5,14)
Primaire et plus	-0,421	-0,507	0,176	0,206	0,100	-0,024	0,549	0,484	0,670	0,670
	(1,04)	(1,25)	(0,79)	(0,92)	(0,16)	(0,04)	(1,83)	(1,55)	(1,58)	(0,96)
Consommation par adulte	1,784	0,413	-1,032	0,66	-3,677	0,565	0,027	0,277	0,275	0,285
	(1,00)	(5,01)	(0,85)	(1,27)	(2,59)	(9,36)	(0,04)	(8,40)	(9,75)	(12,68)
Consommation, carré	-0,053		0,043		0,164		0,010			
	(0,76)		(0,90)		(2,98)		(0,74)			
Résidence ^d										
Forêt est rural	0,763	0,656	-0,055	-0,082	1,386	1,152	0,602	0,498	0,771	0,646
	(5,62)	(4,51)	(0,66)	(0,87)	(14,24)	(10,65)	(11,25)	(8,24)	(16,34)	(12,25)
Forêt ouest rural	0,086	0,237	-0,200	-0,128	1,448	0,948	0,673	0,501	0,806	0,514
	(0,61)	(1,39)	(2,26)	(1,21)	(12,82)	(7,30)	(11,28)	(7,13)	(14,97)	(7,99)
Taux de survie	-3,124	-4,734	1,126	-0,012	3,445	2,056	-0,089	-0,125	1,234	0,759
	(2,69)	(3,76)	(1,54)	(0,02)	(3,78)	(2,15)	(0,18)	(0,24)	(3,10)	(2,00)
Ethnicité ^e										
Akan		0,028		-0,067		1,070		0,461		0,621
		(0,13)		(0,50)		(6,84)		(4,98)		(7,25)
Krou		-0,242		-0,049		2,101		0,683		1,086
		(0,95)		(0,31)		(11,42)		(6,85)		(11,38)
Mandé sud		-0,558		-0,365		0,944		0,449		0,632
		(2,50)		(2,65)		(5,72)		(4,66)		(7,45)
Voltaic		-0,579		-0,136		0,080		-0,111		0,006
		(2,50)		(0,95)		(0,46)		(1,02)		(0,06)
Autre ethnicité		-0,133		0,137		-0,506		-0,300		-0,348
		(0,54)		(0,89)		(2,69)		(2,70)		(3,37)
Femme					-1,105	-1,093	-0,443	-0,453	-0,549	-0,578
					(14,05)	(14,35)	(10,69)	(10,71)	(14,64)	(15,02)
R ²	0,409	0,413			0,285	0,330				
F ou χ^2 (valeur-p)	116,9 (0,000)	92,4 (0,000)	346,6 (0,000)	364,7 (0,000)	134,2 (0,000)	130,9 (0,000)	1040,7 (0,000)	1246,3 (0,000)	787,8 ^f (0,000)	1209,4 ^f (0,000)
Observations	2381	2381	1847	1847	5067	5067	5067	5067	5067	5067

les constants, et les coefficients relatifs à l'âge des femmes et enfants ne sont pas dans le tableau.

Notes:

- Les femmes âgées de 50 ans et plus ont été omises.
- Modèle de probit ordonné sans troncature à droite.
- Catégorie de référence : sans instruction.
- Catégorie de référence : Savane.
- Catégorie de référence : Mandé nord.
- Catégorie de référence : groupe d'âge 15-19 ans.
- Catégorie de référence pour les modèles de scolarité atteinte et de scolarisation actuelle : groupe d'âge 5-7 ans.
- Test contre le modèle nul avec des paramètres de point de rupture α et l'âge de l'enfant.

Tableau 8. Fécondité et scolarité atteinte : Modèles alternatifs, échantillon urbain
(statistiques de student entre parenthèses)

	Femmes				Enfants					
	Fécondité cumulée (OLS)		Naissances pendant les dernières cinq années (Probit) ^a		Scolarisation cumulée (OLS)		Taux actuel d'inscription (Probit)		Scolarisation complétée projetée ^b (probit ordonné)	
			(1)	(2)			(1)	(2)	(1)	(2)
Scolarisation de femme ^c	-0,043	-0,037	-0,310	-0,291	0,727	0,436	0,395	0,317	0,478	0,310
Primaire	(0,33)	(0,27)	(3,50)	(3,17)	(5,38)	(3,23)	(5,50)	(4,33)	(6,61)	(3,80)
Primaire et plus	-0,701	-0,681	-0,607	-0,564	1,056	0,730	0,724	0,643	0,886	0,739
	(5,15)	(4,87)	(6,68)	(6,03)	(6,66)	(4,62)	(8,07)	(7,02)	(8,26)	(6,69)
Consommation par adulte	4,300	4,381	2,112	2,308	4,781	4,202	0,941	0,855	1,441	1,473
	(3,11)	(3,16)	(2,08)	(2,27)	(3,42)	(3,05)	(1,14)	(1,03)	(5,01)	(6,26)
Consommation, carré	-0,157	-0,160	-0,073	-0,080	-0,154	-0,137	-0,022	-0,020	-0,041	-0,044
	(3,04)	(3,09)	(1,94)	(2,11)	(2,94)	(2,65)	(0,71)	(0,64)	(3,67)	(4,01)
Résidence ^d										
Abidjan	0,034	0,022	-0,089	-0,111	0,037	0,166	-0,330	-0,312	-0,033	-0,022
	(0,19)	(0,12)	(0,69)	(0,85)	(0,84)	(0,93)	(3,35)	(3,11)	(0,33)	(0,26)
Taux de survie	-4,608	-4,490	-0,089	-0,870	3,764	3,065	3,937	3,971	2,028	2,206
	(2,47)	(1,89)	(0,67)	(0,65)	(2,04)	(1,67)	(3,90)	(3,84)	(2,17)	(2,90)
Ethnicité ^e										
Akan		0,035		-0,030		0,840		0,267		0,425
		(0,22)		(0,26)		(5,36)		(3,06)		(5,02)
Krou		0,090		0,142		0,985		0,212		0,624
		(0,22)		(1,03)		(4,94)		(1,91)		(5,49)
Mandé sud		0,233		0,054		0,850		0,416		0,562
		(1,08)		(0,37)		(3,99)		(3,45)		(4,52)
Voltaic		0,151		0,231		-0,325		0,082		-0,034
		(0,74)		(1,57)		(1,67)		(0,76)		(0,33)
Autre ethnicité		0,166		0,259		-0,332		-0,042		-0,193
		(1,00)		(2,25)		(2,13)		(0,49)		(2,32)
Femme					-0,624	-0,617	-0,218	-0,224	-0,343	-0,365
					(6,71)	(6,76)	(4,33)	(4,41)	(6,78)	(7,14)
R ²	0,493	0,494			0,474	0,496				
F ou χ^2 (valeur-p)	143,4 (0,000)	103,6 (0,000)	408,2 (0,000)	421,3 (0,000)	198,7 (0,000)	160,0 (0,000)	992,9 (0,000)	1026,5 (0,000)	380,6 ^f (0,000)	511,8 ^f (0,000)
Observations	1929	1929	1741	1741	3108	3108	3108	3108	3108	3108

les constants, et les coefficients relatifs à l'âge des femmes et enfants ne sont pas dans le tableau.

Notes:

- Les femmes âgées de 50 ans et plus ont été omises.
- Modèle de probit ordonné sans troncature à droite.
- Catégorie de référence : sans instruction.
- Catégorie de référence : Savane.
- Catégorie de référence : Mandé nord.
- Catégorie de référence : groupe d'âge 15-19 ans.
- Catégorie de référence pour les modèles de scolarité atteinte et de scolarisation actuelle : groupe d'âge 5-7 ans.
- Test contre le modèle nul avec des paramètres de point de rupture α et l'âge de l'enfant.

survivront, à moins qu'elle ne reflète les pressions exercées sur les ressources de la famille par le nombre plus élevé que nécessaire du nombre d'enfants survivants dans des environnements caractérisés par une mortalité élevée; il est aussi possible que cette relation ne représente tout simplement que des facteurs associés à la santé de l'enfant qui ont été omis du modèle et pour lesquels il existe une corrélation quelconque ou une relation de comportement avec les décisions de scolarité.

Il est quelque peu surprenant d'aboutir aux mêmes constatations dans le cas des zones urbaines, comme on peut le voir au tableau 8. Comme dans les zones rurales, les élasticités de la scolarisation par rapport à la survie des enfants en zones urbaines sont positives, tandis que celles de la fécondité cumulée sont négatives. Cette dernière élasticité est de -1,27 à la moyenne; ce qui indique que la fécondité diminue dans une plus large mesure que la survie des enfants n'augmente, de sorte que le taux net de reproduction aurait tendance à baisser si les conditions de survie s'amélioraient. L'élasticité de la scolarité cumulée est de 0,924 à la moyenne et celles de la scolarisation de 2,58; cette dernière semble indûment élevée.

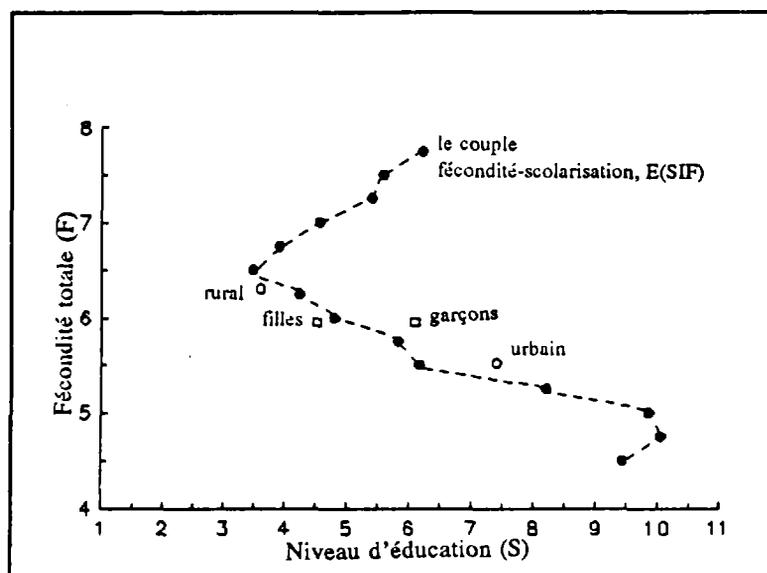
Ces effets estimés de la survie des enfants pourraient représenter des facteurs autres que la survie à proprement parler, mais ils n'en sont pas moins intrigants. Littéralement, ils semblent signifier que les investissements consacrés à la santé et à la survie des enfants peuvent avoir des retombées sous forme d'une baisse de la fécondité et (peut-être) d'un accroissement de la scolarité.

Révision de la relation entre la quantité et la qualité des enfants

Résumons les résultats exposés précédemment aux graphiques 19 à 21. Nous avons repris ici la description de la relation entre la quantité et la qualité par la représentation graphique des deux variables endogènes. Dans les graphiques 19 à 21, nous avons porté en abscisse le nombre d'enfants mis au monde obtenu par les prévisions effectuées au moyen des coefficients estimés à partir des modèles de la fécondité cumulée indiqués aux tableaux 7 et 8 et en considérant comme une donnée la distribution des caractéristiques exogènes dans l'échantillon de l'enquête sur les niveaux de vie. Les prévisions effectuées sur la base des caractéristiques de l'échantillon ont été calculées pour des femmes âgées de 40 à 45 ans de manière à ce que les dites prévisions se rapportent à une période de fécondité pratiquement totale. En ordonnée, nous avons porté les projections relatives aux années que passera à l'école un enfant représentatif né d'une femme présentant ces caractéristiques. Les prévisions indiquées sont les valeurs produites par le modèle de projection de la scolarité accomplie basé sur la méthode du probit ordonné, qui figurent aux tableaux 7 et 8. Ces prévisions sont différenciées par sexe. Ces calculs ont été effectués en fixant l'âge de l'enfant à 25 ans, de manière à considérer une population qui a pratiquement achevé ses études. (Les résultats qui sont indiqués ci-après sont très similaires à ceux qui auraient été obtenus si on avait considéré la proportion projetée d'enfants recevant un enseignement secondaire, par exemple.)

Examinons tout d'abord le graphique 19. Nous pouvons imaginer que l'aire totale comprise entre les axes est couverte de points correspondants aux valeurs prises par les prévisions.¹⁴ De quelle manière nous sera-t-il possible de récapituler la distribution conjointe

14. Ces points sont construits de la manière indiquée ci-après. Pour une femme i donnée, à laquelle est associée les variables X_i , on calcule les valeurs prédites suivantes:



Graphique 19. Fécondité et scolarité prédites, femmes âgées de 40-45 ans et enfants âgés de 25 ans

de ces deux variables endogènes pour faire ressortir l'existence d'une relation entre la quantité et la qualité des enfants. Une représentation sommaire de la relation fécondité-scolarité est fournie pour le graphique 19. Ce graphique indique la scolarité moyenne atteinte pour un niveau donné de la fécondité.¹⁵ Il est également possible de résumer les informations disponibles en portant sur le graphique les valeurs moyennes des prévisions de la fécondité et de la scolarité pour différents groupes socio-économiques.¹⁶ Nous avons donc porté sur le graphique les

$$F_i = X_i \beta_F$$

$$S_i = X_i \beta_S$$

où X_i est le vecteur de toutes les variables explicatives incluses dans les modèles des tableaux 6 et 7, lorsque l'âge est fixé à 40 ans et à 25 ans, respectivement, dans les équations de la fécondité et de la scolarité. $h(X)$ représente la distribution de X dans les échantillons de l'étude sur la mesure des niveaux de vie.

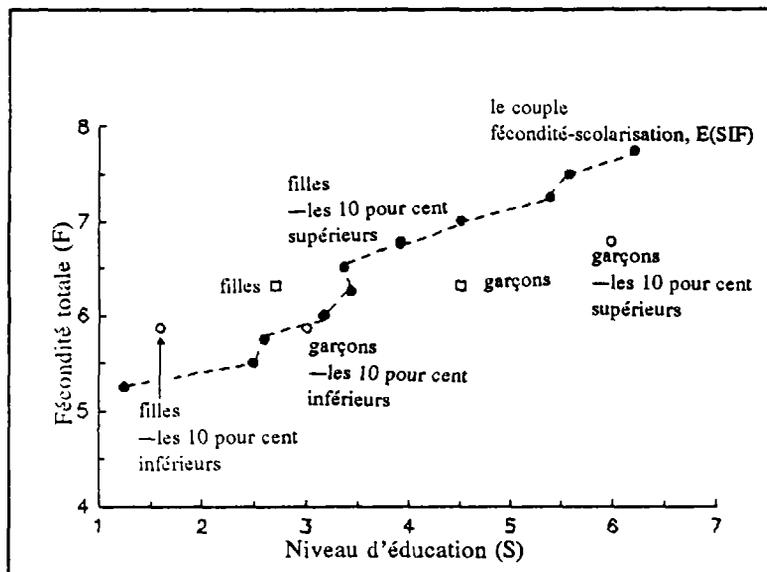
15. En termes mathématiques, où,

représente l'ensemble des valeurs des covariables X qui produit une valeur prédite donnée pour la fécondité. (En pratique, on construit une série de valeurs de F .)

16. Il s'agit tout simplement du couple de moyennes conditionnelles prédites:

$$E(F(X), S(X)) | X_1 = x_1$$

où X_1 est la catégorie de la covariable considérée, par exemple l'ensemble des résidents des zones urbaines. La série complète des covariables s'écrit (X_1, X_2) .



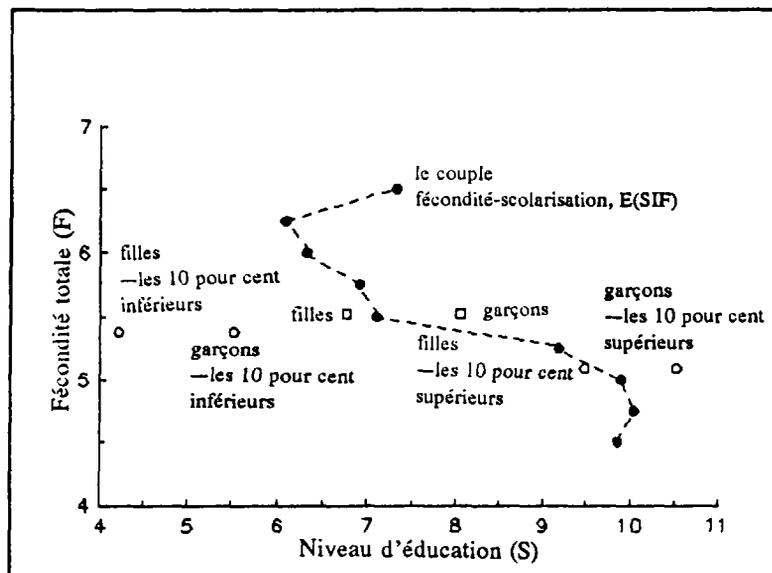
Graphique 20. Fécondité et scolarité prédites: milieu rural
femmes âgées de 40-45 ans et enfants âgés de 25 ans

niveaux moyens de la fécondité et de la scolarité des zones urbaines, des zones rurales et pour les enfants de sexe féminin et de sexe masculin.¹⁷

La représentation graphique de la relation scolarité-fécondité décrit une trajectoire étonnante et particulière. La partie supérieure du graphique 19, suggère une relation positive entre la descendance finale et la scolarité de l'enfant. Nous constatons que ce segment de la courbe passe à proximité des valeurs moyennes de la fécondité et de la scolarité pour les zones rurales et pourrions en déduire que la section de la "relation entre la qualité et la quantité" qui a une pente positive décrit la situation en zone rurale. La partie inférieure du graphique 19 témoigne d'une relation essentiellement négative entre la fécondité et la scolarité; c'est peut-être la relation qui existe en zone urbaine. Il s'ensuit que, dans l'ensemble, on pourrait penser que les courbes qui figurent au graphique 19 sont deux relations très différentes, de signe opposé, qui sont superposées.

Cette interprétation se confirme lorsque l'on trace séparément les courbes relatives aux zones urbaines et aux zones rurales. Le graphique 20 fournit certains éclaircissements sur la relation entre la quantité et la qualité en zone rurale; comme on le soupçonnait, la relation positive est prédominante. Les moyennes calculées pour la population masculine et la population féminine se trouvent au centre du graphique sur lequel sont également portées les valeurs propres à chaque sexe pour les familles dont les niveaux de consommation les placent dans les 10 %

17. Dans les graphiques qui suivent le niveau de fécondité estimé est toujours le même lorsque l'on compare les filles et les garçons; seule la durée prévue de la scolarité diffère. Il importe aussi de noter que les valeurs portées en ordonnée vont de 4 à 8. Les prévisions produites par l'analyse de régression sont toutes comprises dans cet intervalle qui est plausible pour des populations caractérisées par une forte fécondité. En particulier, d'après le toutes les femmes ont eu au moins un enfant à la fin de leur vie procréatrice.



Graphique 21. Fécondité et scolarité prédites: milieu urbain femmes âgées de 25 ans

inférieurs et les 10 % supérieurs de la distribution de la consommation. La pente généralement croissante de la courbe décrite par la courbe de la relation fécondité-scolarité ainsi que la série des moyennes calculées pour les garçons et pour les filles témoignent de l'importance de l'effet exercé par le revenu permanent sur la fécondité totale d'une femme et les investissements consacrés à la scolarité dans les zones rurales. Il nous faut aussi rappeler que les effets du revenu permanent peuvent être exagérés; il est possible que la courbe réelle ait une pente moins prononcée que celle qui est tracée sur le graphique.

Le graphique 21, qui décrit la situation dans les zones urbaines, montre que la courbe est essentiellement une courbe de pente négative conventionnelle. Les effets exercés par le niveau de revenu sont relativement modérés. On peut détecter ces effets, pour chaque sexe, du fait de la légère curvilinéarité de la trajectoire décrite, lorsque l'on compare les données relatives aux enfants dont la situation les placent dans les 10 % inférieurs de la distribution de la consommation et ceux qui se trouvent aux alentours de la moyenne ou dans les 10 % supérieurs de cette distribution.

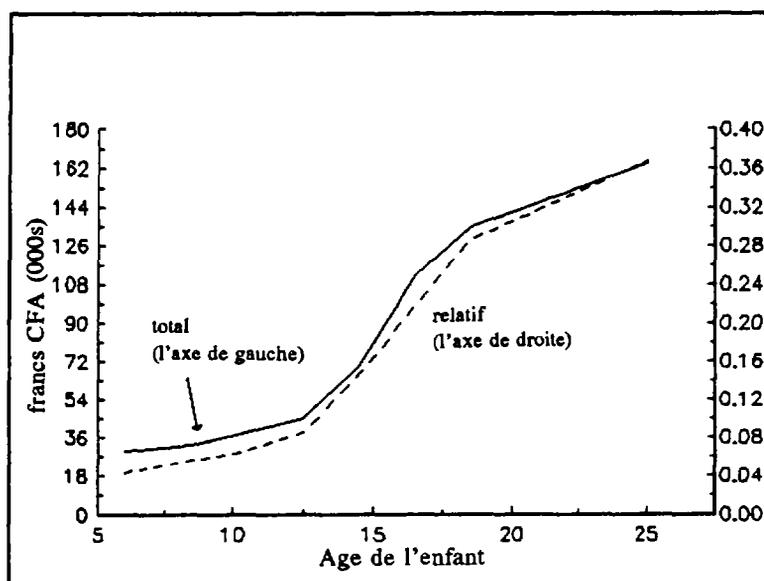
En résumé, ces observations montrent que les contextes économiques et politiques urbains et ruraux de la Côte d'Ivoire ont des implications étonnamment différentes sur la relation entre la quantité et la qualité des enfants. Elles font donc ressortir l'importance que revêt l'urbanisation pour les perspectives de développement à long terme, aux fins duquel il est crucial que l'expansion de la main-d'oeuvre se ralentisse et que le capital humain de chaque travailleur augmente. Elles suggèrent également qu'une variable relevant de l'action publique - à savoir la prestation de services de planification de la famille - qu'il n'a pas été possible de prendre en considération dans notre étude, pourrait jouer un rôle en ce domaine. Rappelons que, à ce jour, les services de planification de la famille ne sont fournis que par le secteur privé en Côte d'Ivoire, et ce presque uniquement en zone urbaine. C'est peut-être le fait que les résidents des zones urbaines ont accès à un moyen de limiter leur fécondité qui a facilité le passage à une relation négative entre la quantité et la qualité dans les villes.

Le prix de la scolarisation

Nous achèverons notre analyse de la relation qui existe entre la quantité et la qualité par l'examen d'une autre variable relevant de l'action publique qui pourrait avoir un effet direct sur la scolarité et, de l'avis de certains, un important effet indirect sur les décisions en matière de fécondité. Cette variable, qui est exogène, est le coût de la scolarité d'un enfant.

Le graphique 22 donne les valeurs moyennes des dépenses relatives à la scolarisation calculées pour l'échantillon des enfants inscrits à l'école habitant dans les ménages retenus dans le cadre de l'enquête sur la mesure des niveaux de vie. La moyenne des dépenses par enfant inscrit s'élevait à 37 897 CFA¹⁸, L'une des courbes indique les dépenses totales par enfant, en milliers de francs CFA, et l'autre décrit le rapport entre les dépenses par enfant et la consommation par adulte. Les deux courbes sont de forme tout à fait similaire. Celle qui se trouve le plus à droite, qui représente le rapport entre les dépenses d'éducation et la consommation des adultes montre que ce rapport n'est que de 5 % pour les enfants âgés de 5 à 7 ans mais passe à plus d'un tiers pour les enfants d'une vingtaine d'années. Ces pourcentages représentent manifestement des montants importants, que ce soit en termes absolus ou relatifs.

Etant donné que le coût de la scolarisation est élevé, quel effet exerce-t-il sur le niveau des effectifs et sur la fécondité? Pour pouvoir répondre à cette question, il nous faut considérer une caractéristique gênante des données de l'enquête sur la mesure des niveaux de vie. Les coûts d'inscription ne sont pas connus pour tous les enfants; ils ne le sont que pour ceux qui sont inscrits, à condition là encore que les enfants habitent avec les ménages inclus dans l'échantillon. En d'autres termes, les coûts de scolarisation ne sont connus que pour un sous-échantillon des enfants constitué de manière très sélective.



Graphique 22. Dépenses par enfant résident dans le ménage inscrit à l'école, dépenses totales et pourcentages par rapport au revenu

18. Ou 110 \$US au taux de 346 CFA pour 1\$ en 1986.

Il n'existe aucun moyen facile de remédier à ce problème de sélectivité. Nous avons employé une méthode présentée dans Maddala (1983) et Heckman (1979), en application de laquelle la probabilité qu'un enfant habite dans la famille interrogée et qu'il soit inscrit à l'école (c'est à dire qu'il appartienne au sous-échantillon des enfants pour lesquels on connaît le niveau des dépenses de scolarisation) est incluse dans le modèle sous forme d'une fonction d'un vecteur de variables exogènes et de variables instrumentales. Les résultats produits par cette première étape des calculs servent à construire un facteur de correction de la sélectivité, qui permet d'estimer une fonction du coût de la scolarisation sans avoir à utiliser un échantillon entaché d'un important biais de sélectivité. L'analyse de régression du coût de la scolarisation ne fait intervenir que des vecteurs de variables qui varient selon la grappe d'échantillonnage; nous avons introduit l'âge de l'enfant pour pouvoir prendre en compte les différences entre les coûts de la scolarité par niveau d'instruction. Nous nous sommes efforcés de n'inclure dans l'analyse que les variables qui peuvent influencer sur le coût exogène que doivent assumer les parents lorsqu'ils inscrivent un enfant à l'école. (Nous n'avons donc pas inclus le sexe de l'enfant dans l'analyse; cette variable n'est prise en compte qu'indirectement dans le terme de correction de la sélectivité). Les prévisions produites par cette régression ont alors servi à construire une variable de prévision des coûts de la scolarisation, qui est incluse dans l'équation structurelle de régression finale de la scolarité.

Comme toutes les autres méthodes faisant intervenir des variables instrumentales, cette démarche est sensible à la présence d'une multicollinéarité. En particulier, la structure frappante des coûts en fonction de l'âge qui ressort du graphique 22 continue de se manifester au niveau de la variable de la prévision des coûts. Il s'ensuit qu'il est difficile d'isoler les effets réels des coûts de la scolarisation sur l'inscription des enfants à l'école de tout autre effet non mesuré exercé par l'âge qui pourrait être pris en compte au moyen de variables fictives spécifiques à l'âge.

Les résultats relatifs aux niveaux d'inscription présentés au tableau 9 ci-dessous ont été établis après que les différentes variables muettes relatives à l'âge utilisées pour obtenir les résultats des tableaux précédents ont été remplacés par l'âge de l'enfant et le carré de cet âge. Lorsque l'on modifie l'équation de cette manière, les effets de la variable relative aux coûts de la scolarisation sur les niveaux d'inscription dans les zones rurales et les zones urbaines semblent fortement négatifs. Les élasticités qui en découlent sont de -1,41 pour les zones rurales et de -0,76 pour les zones urbaines. Gertler et Glewwe ont calculé des chiffres correspondants compris entre -0,05 et -0,61 pour les zones rurales péruviennes (1989: tableau 7) et ont également estimé un plancher approximatif de -1,17 pour prendre en compte la sélectivité (se reporter au tableau A.4 de leur étude). Des élasticités supérieures à -1 (en absolue) signifient qu'un accroissement marginal du coût exogène de la scolarisation (par exemple sous l'effet d'un relèvement des droits de scolarité) donnerait lieu à une baisse des recettes totales.

Les conclusions formulées pour la Côte d'Ivoire correspondent à l'idée que la scolarisation a des avantages plus importants dans les régions urbaines mais les estimations ne sont pas particulièrement robustes. Lorsque des variables muettes sont introduites dans l'analyse pour prendre en compte l'âge de l'enfant, les coefficients estimés pour les effets de prix cessent d'être significatifs; il en va de même lorsqu'on distingue les enfants en âge d'aller à l'école primaire et les enfants plus âgés.

Tableau 9: Modèle incluant le coût de la scolarisation (les statistiques de student entre parenthèses (les statistiques de Student entre parenthèses))

	Rural		Urbain	
	Femmes: Naissances dans les cinq dernières années ^a	Enfants: Taux actuel d'inscription	Femmes: Naissances dans les cinq dernières années ^a	Enfants: Taux actuel d'inscription
Scolarisation de femme ^b				
Primaire	0,068 (0,62)	0,341 (3,90)	-0,285 (3,10)	0,348 (4,73)
Primaire et plus	0,216 (0,96)	0,405 (1,29)	-0,544 (5,69)	0,668 (7,22)
Consommation par adulte	0,069 (1,31)	0,258 (7,60)	2,359 (2,28)	0,429 (0,51)
Consommation, carré			-0,082 (2,12)	-0,003 (0,10)
Résidence ^c				
Abidjan			-0,199 (1,19)	0,144 (1,23)
Forêt est rural				
Forêt ouest rural	0,029 (0,20)	0,346 (5,35)		
	-0,037 (0,28)	0,419 (5,59)		
Taux de survie	0,127 (0,15)	-0,020 (0,04)	-0,217 (0,15)	3,875 (3,68)
Ethnicité ^d				
Akan	-0,026 (0,19)	0,424 (4,41)	-0,037 (0,33)	0,333 (3,77)
Krou	-0,063 (0,39)	0,662 (6,20)	0,142 (1,03)	0,244 (2,18)
Mandé sud	-0,377 (2,58)	0,381 (3,75)	0,050 (0,34)	0,423 (3,51)
Voltaic	-0,159 (1,07)	-0,097 (0,86)	0,241 (1,62)	0,131 (1,22)
Autre ethnicité	0,160 (1,02)	-0,373 (3,32)	0,263 (2,27)	0,013 (0,15)
Femme		-0,460 (10,72)		-0,233 (4,56)
Pas d'école primaire	0,123 (0,81)	-0,156 (1,34)		
Distance à l'école primaire	-0,031 (0,92)	-0,076 (2,32)		
Année de construction de l'école primaire	0,008 (1,68)	-0,002 (0,63)		
Pas d'école secondaire			-0,040 (0,39)	-0,093 (1,11)
Distance à l'école secondaire	0,001 (0,80)	-0,005 (4,41)		
Année de construction de l'école secondaire	0,005 (1,00)	-0,009 (2,94)	0,008 (2,00)	-0,017 (5,58)
Prix de la scolarisation	$7,18 \times 10^{-6}$ (0,61)	$-8,82 \times 10^{-6}$ (8,35)	$-9,43 \times 10^{-7}$ (0,31)	$-9,01 \times 10^{-8}$ (8,15)
X ² (valeur-p)	370,4 (0,000)	1363,4 (0,000)	426,1 (0,000)	1058,2 (0,000)
Observations	1847	5067	1741	3108

les termes constants et les coefficients de l'âge de la femme et de l'âge des enfants ne sont pas indiqués dans le tableau
Notes:

a. Les femmes âgées de 50 ans et plus ont été omises.

b. Catégorie de référence : sans instruction.

c. Catégorie de référence : pour le milieu rural : Savane; pour le milieu urbain : autre urbain.

d. Catégorie de référence : Mandé nord.

e. Estimé à partir d'une équation de régression dont la variable dépendante correspond aux dépenses d'écolage, les variables indépendantes incluant l'âge de l'enfant et un ensemble de variables relatives à la grappe ou des variables plus importantes. L'équation des dépenses comporte une correction de Heckman (1979) pour tenir compte des biais de sélectivité dans l'échantillon. Les valeurs prédites des dépenses d'écolage, qui varient selon l'âge de l'enfant, sont incluses dans le modèle sur l'inscription actuelle. En ce qui concerne le modèle de fécondité, la valeur prédite des dépenses d'écolage est évalué pour un enfant âgé de 12 ans.

Il nous faut indiquer ici que les variables relatives à l'infrastructure scolaire qui mesurent différents aspects de l'accès à l'enseignement, sont significatives sur le plan statistique aussi bien pour les zones rurales que pour les zones urbaines. Elles ne contribuent néanmoins guère, comme l'indique Glewwe (1998) aux probabilités d'inscription estimées. Il semble donc peu probable que les améliorations des variables relatives à l'accès à l'école mesurées ici puissent totalement compenser l'accroissement des coûts de la scolarisation des enfants pour les ménages.¹⁹ (Se reporter à Gertler et Glewwe, 1989, pour une analyse plus détaillée de la question dans le contexte du Pérou).

Le coût de la scolarisation a-t-il des répercussions sur la fécondité? Cela n'est guère évident dans le cas de la Côte d'Ivoire. Les variables qui représentent ces coûts sont non-significatives lorsqu'elles sont considérées indépendamment les unes des autres. En effet, la série de variables relatives au prix de la scolarisation et à l'accès à l'instruction n'exerce aucun effet discernable sur la fécondité, et ce, que l'on considère le sous échantillon rural ou le sous-échantillon urbain, si l'on en juge par les résultats d'un test du chi-deux. Nous pensons qu'il serait toutefois prématuré de faire abstraction de la possibilité de l'existence de tels effets. Notre test est basé sur une variable du prix de la scolarisation qui est, par essence, rien qu'un profil d'âge; la distribution de cette variable n'offre pas suffisamment de variations lorsqu'on la contrôle par l'âge. S'il avait été possible de construire la variable des prix de la scolarisation à partir des données rassemblées à l'échelon de la région ou de l'école, comme cela a été le cas au Ghana (Oliver 1992), on pourrait en tirer bien plus de renseignements.

19. Les essais que nous avons réalisés avec plusieurs évaluations de la qualité de l'enseignement, construites à partir des données communautaires ou sur les inspections primaires indiquées au tableau 1, ont donné des résultats décevants (non indiqués dans cette étude). Des indicateurs tels que le nombre d'élèves par enseignant ou des indices des problèmes d'enseignement auxquels se trouve confrontée la collectivité en général paraissent se rapporter à des aspects de la demande plutôt qu'à des contraintes s'exerçant sur l'offre ou de sa qualité. Par exemple, toutes choses étant égales par ailleurs, les collectivités rurales qui semblent avoir un nombre insuffisant d'enseignants ou de salles de classes semblent enregistrer des taux d'inscription scolaires supérieurs à la normale. Les collectivités correspondant aux inspections primaires où le nombre d'enfants par enseignant est élevé semblent également enregistrer des taux d'inscription supérieurs à la normale.

Conclusions

La présente étude a fourni certaines indications qui permettent de penser que deux relations très différentes existent entre la fécondité et la scolarisation des enfants en Côte d'Ivoire. Dans les zones rurales, on constate une relation positive, conclusion qui va dans le sens de la plupart des études antérieurement consacrées à la fécondité et la scolarisation en Afrique. Dans les zones urbaines, on constate en revanche l'existence d'une relation négative qui se manifeste en Asie du Sud-Est et dans d'autres parties du monde en développement.

S'agissant des autres questions de nature sectorielle ou qui relèvent de l'action publique, la constatation de l'existence d'une relation négative dans les zones urbaines de la Côte d'Ivoire confirme l'importance que revêt l'urbanisation pour la transition démographique. Or, la raison de l'importance du lieu de résidence n'est pas totalement claire. Elle doit, en partie tenir aux avantages économiques de l'instruction, qui sont peut-être plus manifestes et généralisés dans un contexte urbain que dans un environnement rural. L'accès à l'école et aux services de planification de la famille est également plus facile en zone urbaine.

Il est aussi intéressant de noter que le niveau d'instruction de la femme a un effet sur la fécondité et la scolarisation de ses enfants qui dépend de l'environnement dans lequel elle réside. Il n'est guère d'indications que le niveau d'instruction des femmes influe sur la fécondité dans les zones rurales de la Côte d'Ivoire et son effet sur la scolarisation des enfants est, de plus, relativement faible. Dans les zones urbaines, en revanche, il a un effet nettement négatif sur la fécondité et nettement positif sur la scolarisation des enfants. La différence entre les résultats obtenus pour les zones rurales et urbaines pourraient tenir à l'exode rural des femmes les plus éduquées, de sorte que celles qui demeurent dans les campagnes ont systématiquement un faible niveau d'instruction. Les investissements faits dans l'éducation des femmes des zones rurales auraient-ils pour effet de maintenir la fécondité à un niveau élevé dans ce milieu tout en encourageant un plus grand exode vers les villes, et contribueraient à une baisse de la fécondité dans les zones urbaines.

Nous n'avons détecté aucun signe manifeste qu'un accroissement du coût de la scolarisation en Côte d'Ivoire aura des effets significatifs sur les niveaux de la fécondité. De fait, si nous nous reportons au graphique 1 de l'étude pour nous demander de quelle manière les effets des prix y seraient représentés, les accroissements du prix de la scolarisation se traduiraient par un déplacement du point A au point C, soit une situation caractérisée par une modification très faible de la fécondité mais (si l'on considère les estimations des élasticités) une réduction considérable des taux d'inscription à l'école.

Cette dernière conclusion est toutefois provisoire car, comme nous l'avons noté plus haut, les variables qui ont été construites pour représenter le prix de la scolarisation ne manifestent pas la variation nécessaire à la mesure précise des effets sur les inscriptions. La valeur élevée des élasticités des inscriptions est néanmoins troublante. Elle laisse penser qu'il pourrait être mal avisé de faire assumer une part encore plus importante des frais de scolarité par les ménages. Il s'agit là manifestement d'un point qu'il faudra approfondir.

Enfin, nous sommes intrigués, si pas réellement persuadés, par les effets apparents des taux de survie des enfants sur la scolarisation. Il semblerait que, en plus des effets directs qu'ils exercent sur la survie des enfants, les investissements consacrés à la santé des enfants peuvent avoir un effet indirect qui se traduit par une plus longue scolarité. Cette possibilité mérite d'être étudiée de manière plus approfondie.

Appendice 1

Modèle de projection de la scolarité totale par la méthode du probit ordonné

Le modèle de projection de la scolarité totale utilise à la fois des informations sur le nombre d'années d'étude achevées par un enfant au moment de l'enquête et des données sur la scolarisation de l'enfant également au moment de l'enquête. Soit S_i le niveau de scolarité qu'atteindra l'enfant i à la fin de ses études. Soit $P(S|\alpha, X\beta)$ la distribution de probabilité de S étant donné le vecteur des variables exogènes X et des coefficients correspondants α et β . S est bien évidemment une variable discrète qui prend les valeurs 0, 1, 2, ..., et $P(S)$ une distribution discrète.

La difficulté présentée par l'estimation de $P(S)$ tient au fait que l'on ne dispose pas d'observations sur S pour une large proportion des enfants inclus dans l'échantillon. Les données S_i qui se rapportent aux enfants qui étaient encore inscrits à l'école à la date de l'enquête sont tronquées à droite en ce sens que l'on ne sait pas encore jusqu'à quel niveau S_i ces enfants poursuivront leurs études. La seule constatation possible est que, quelle que soit la valeur ultime de S_i , elle sera nécessairement égale ou supérieure à la valeur enregistrée au moment de l'enquête.

Soit C_i l'année d'étude atteinte au moment de l'enquête et soit E_i la scolarisation à cette même date, E prenant la valeur 1 lorsque l'enfant est inscrit à l'école et 0 lorsqu'il ne l'est pas. E peut donc être considéré comme un indicateur de la troncature à droite. En d'autres termes si $E=1$ la durée des études accomplies au moment de l'enquête, c_i constitue la limite inférieure de la durée totale de la scolarité qui sera accomplie jusqu'à la fin des études, de sorte que $S_i \geq c_i$. Les enfants qui ne sont pas inscrits à l'école au moment de l'enquête peuvent être considérés avoir achevé leurs études, si bien que, dans leur cas, $S_i = c_i$.

De toute évidence, cette dernière hypothèse, selon laquelle le fait que l'enfant n'est pas inscrit à l'école signifie qu'il a achevé ses études pose un problème dans le cas des enfants âgés de 7 ans ou moins. Il se peut en effet que, pour ces derniers, $C_i = 0$ et $E_i = 0$ uniquement parce qu'ils n'ont pas encore commencé d'aller à l'école. Pour contourner cette difficulté, les enfants âgés de 7 ans ou moins qui ne sont jamais allés à l'école ($C_i = 0$) et qui ne sont pas encore inscrit ($E_i = 0$) ont été éliminés de l'échantillon pour la raison que, dans leur cas, $C_i = 0$ et $E_i = 0$ ne fournissent aucune information sur la durée totale de leur scolarité future.

Dans le cas d'enfants plus âgés, le fait qu'un enfant n'aille pas à l'école pendant un temps ne signifie pas non plus nécessairement que ce dernier a fini ses études. Un enfant peut être retiré de l'école à titre temporaire, dans l'idée qu'il y retournera à une date ultérieure. Le questionnaire de l'étude sur la mesure des niveaux de vie comporte une question à ce sujet pour établir s'il est prévu ou non que l'enfant retournera à l'école à une date future. Ce type d'information peut, du moins en principe, permettre d'affiner l'estimateur construit ici. Il s'avère toutefois que cette question ne s'adresse qu'aux enfants qui résident actuellement dans le ménage. Comme on l'a vu dans le corps du texte, environ 16 % des enfants, même âgés de moins de 7 ans, vivent séparés de leur mère; ce pourcentage passe à 28 % pour les enfants de 12 à 13 ans et à 50 % pour les enfants de 16 à 17 ans. La question relative à la reprise des études est donc d'une utilité relativement limitée.

En résumé, la méthode mise au point ici conduit à des biais qui sous-estiment, dans une certaine mesure la durée de la scolarité accomplie. Il n'est pas évident que l'inclusion de données

sur la reprise des études améliorerait la situation, car ces données ne sont disponibles que pour un sous-échantillon non représentatif d'enfants qui demeurent au foyer. Nous avons néanmoins l'intention d'étudier cette question plus en détail dans le cadre de prochains travaux .

Nous avons estimé la distribution discrète $P(S)$ en utilisant le probit ordonné avec censure à droite. Avec cette méthode, la probabilité que la durée des études achevée $S = s$ est définie par l'aire située en dessous de la fonction de densité de probabilité, qui a une distribution normale, et entre les valeurs limites α_{s-1} et α_s . La fonction de densité en question - soit $f(S|X\beta)$ - a une moyenne égale à $X\beta$ et une variance égale à l'unité, parce que la distribution est centrée réduite.

Le graphique A1 ci-après peut permettre d'éclaircir la démarche suivie. Supposons que deux enfants soient considérés dans l'analyse; à l'un est associé le vecteur de variables exogènes X_0 , et à l'autre le vecteur X_1 . Les fonctions de densité qui ont une distribution normale f de moyenne $X\beta$ et $X_1\beta$ sont tracées sur le graphique, avec les seuils indiqués par les paramètres α_0 , α_1 et α_2 .²⁰ Pour l'enfant auquel se rapporte le vecteur X_0 , la probabilité de ne pas aller à l'école ($S=0$) est représentée par l'aire p_0 qui se trouve en dessous de la courbe $f(S|X_0\beta)$ et à gauche du seuil α_0 . La probabilité d'une scolarité d'une durée d'un an, $S=1$, est représentée par l'aire située en dessous de la courbe et délimitée par les valeurs α_0 et α_1 ; et ainsi de suite.

De la manière dont le graphique est établi, l'enfant auquel se rapporte le vecteur X_1 a une fonction de densité qui se trouve à droite de celle de l'enfant auquel se rapporte le vecteur X_0 . Cela signifie que les probabilités associées à zéro et à une année d'études, p_0' et p_1' sont moins élevées tandis que la probabilité associée à une scolarité plus longue, p_3' dans notre exemple, est plus élevée. En d'autres termes; si le coefficient β_k associé à la variable X_k est positif, toute augmentation de X_k accroît la vraisemblance d'une scolarité plus longue.

L'estimation de $P(S|\alpha, X\beta)$ est effectuée par la méthode du maximum de vraisemblance dans le cadre de laquelle les seuils α et les coefficients β sont estimés. Pour établir la fonction de vraisemblance, on exprime les probabilités p_s comme suit :

$$p_s = \begin{cases} \Phi(\alpha_0 - X\beta) & \text{pour } S=0 \\ \Phi(\alpha_s - X\beta) - \Phi(\alpha_{s-1} - X\beta) & \text{pour } S \in (1, 2, \dots, S_{\max}) \\ 1 - \Phi(\alpha_{S_{\max}} - X\beta) & \text{si } S = S_{\max} \end{cases} \quad (4)$$

où $\Phi()$ est la distribution normale centrée réduite cumulée et S_{\max} le niveau de scolarité au delà duquel nous regroupons les probabilités p_s .²¹

Etant donné ce qui précède, la probabilité que $C=c$ années de scolarité achevées et que l'enfant soit actuellement inscrit à l'école ($E=1$) est :

$$1 - \Phi(\alpha_{c-1} - X\beta) \quad (5)$$

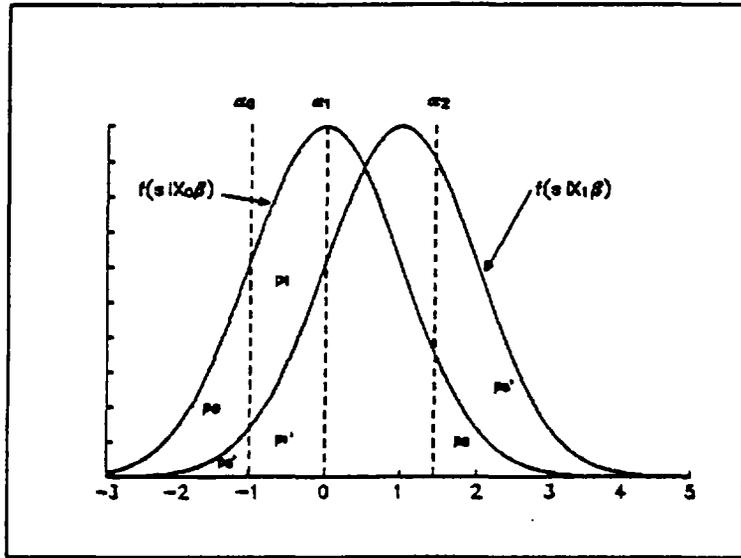
20. Lorsque nous avons considéré la distribution de la scolarité, nous avons prévu la possibilité de prendre en compte environ 13 paramètres α ; nous avons inclus dans l'exposé un nombre moins élevé de paramètres pour des raisons de simplicité.

21. Dans notre exemple, nous considérons chaque année de scolarité jusqu'à la 12^e année et regroupons toutes les années d'étude supérieures dans la catégorie 13+. En d'autres termes, $S_{\max} = 12$.

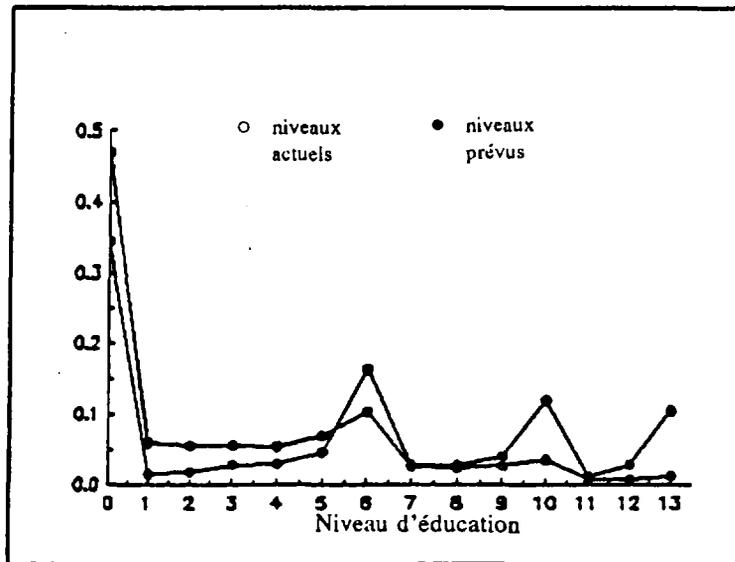
pour $c \geq 1$. Les probabilités que $C=c$ années de scolarité achevées et que l'enfant ne soit pas actuellement inscrit à l'école ($E=0$) sont données par les expressions de l'équation (1) ci-dessus α_s étant remplacé dans ce cas par α_c .

Le graphique A2 décrit les résultats d'une estimation de base dans laquelle l'âge de l'enfant est la seule variable exogène. Le graphique compare la distribution effective des années de scolarité achevée au moment de l'enquête (c'est à dire C) et la distribution de la scolarité indiquée par les prévisions $P(S|\alpha, X\beta)$ sur la base de C , de la scolarisation E et de l'âge de l'enfant. La prise en compte du fait que les données sont censurées à droite (lorsque $E=1$) entraîne un déplacement vers la droite de la distribution de la scolarité indiquée par les prévisions $P(S)$ par rapport à la distribution des années de scolarité achevées à la date de l'enquête. C'est exactement le résultat que l'on s'attend à obtenir. Les moyennes des deux distributions sont de 2,78 ans et 5,24 ans. Les deux distributions font état d'une forte proportion d'enfants jamais scolarisés (zéro année d'études), ayant achevé leurs études primaires (six années d'études) et ayant achevé les premières années de l'enseignement secondaire dix années d'études). Le modèle de prévision laisse également penser qu'environ 10 % des enfants poursuivront leurs études aussi loin qu'à la fin de la 13^e année d'études. Aucune des deux distributions ne fait état d'une large proportion d'enfants qui ne vont pas jusqu'au bout de leurs études primaires ou secondaires; cette observation correspond à ce que l'on sait de la structure des inscriptions scolaires en Côte d'Ivoire (Glewwe, 1988).

Il faut enfin noter que la distribution de la scolarité indiquée par les prévisions, $P(S)$, n'a rien d'une distribution normale. Tant que les seuils α peuvent varier dans le cadre de l'estimation, l'hypothèse de normalité posée pour les équations (1) et (2) n'est retenue que pour des raisons de commodité. Comme c'est le cas ici, la méthode du probit ordonné peut en général produire des distributions manifestement non normales pour la variable dépendante décrite par le modèle.



Graphique A1



Graphique A2. Niveaux actuels et prédits de la scolarité atteint : Résultats issus du modèle probit ordonné de base

Appendice 2

Evaluation du caractère exogène de la consommation par adulte

Dans cet appendice, nous examinerons les constatations relatives à une variable fondamentale de l'analyse, à savoir le logarithme des dépenses de consommation par adulte. Il importe ici de déterminer dans quelle mesure il peut exister une corrélation entre cette variable et les termes d'erreur des équations de la fécondité et de la scolarité. Si une telle corrélation existe, il nous faudra alors considérer que la variable de la consommation est endogène sur le plan statistique et son inclusion dans les équations de régression aura pour effet de biaiser non seulement son propre coefficient de régression mais aussi, en général, tous les autres coefficients estimés.

Il est de fortes raisons de penser que ce problème peut se poser. Benefo et Schultz (1992) ont procédé à une excellente analyse de la question et nous examinerons ici une possibilité qui mérite une attention particulière. Dans une situation dans laquelle les enfants les plus âgés travaillent et contribuent en espèces ou par la valeur de leur travail aux revenus du ménage, la fécondité aux périodes antérieures peut avoir un effet déterminant important sur le niveau de la consommation par adulte, c'est à dire le revenu permanent. L'effet que nous cherchons à déterminer ici, c'est à dire l'influence du revenu permanent sur la fécondité, pourrait bien être caché par des relations causales inverses de cette nature.

Dans l'analyse qu'elle a consacrée à la fécondité cumulée dans le cadre de l'enquête sur la mesure des niveaux de vie en Côte d'Ivoire de 1985, Ainsworth (1990) a employé le test d'exogénéité de Hausman (1978) qui est basé sur l'emploi de variables instrumentales, pour déterminer si la consommation par adulte est exogène. Elle a abouti à la conclusion qu'il n'était pas possible de rejeter l'hypothèse d'exogénéité au seuil de confiance de 95 %. En revanche, Benefo et Schultz (1992; se reporter à leur étude et à l'appendice D) ont rejeté l'hypothèse d'exogénéité au même seuil de confiance qu'Ainsworth sur la base des données de 1985 à 1987 de cette enquête, d'une série de variables instrumentales différentes et d'une définition légèrement modifiée de la variable dépendante (ils ont considéré la fécondité cumulée des femmes qui ont eu au moins un enfant).

Si les conclusions obtenues sont différentes, c'est peut être en raison du choix des variables instrumentales. Lorsqu'il sélectionne ces variables, l'analyste se heurte à un dilemme d'ordre pratique; les instruments doivent être exogènes mais il doit aussi exister une corrélation suffisamment étroite entre ceux-ci et la variable (potentiellement) endogène considérée pour qu'ils puissent produire des prévisions suffisamment fiables de cette variable. Trop souvent, les variables considérées qui permettent d'obtenir des valeurs satisfaisantes au niveau des prévisions doivent être exclues de la série des variables instrumentales parce qu'elles sont peut-être elles-mêmes endogènes. Qui plus est, le vecteur de variables instrumentales ne peut être dominé par les variables exogènes qui sont déjà incluses dans l'équation structurelle. D'autres variables exogènes doivent pouvoir servir de variables instrumentales, qui sont censées avoir une importante contribution additionnelle à l'explication de la variable endogène (c'est à dire ici la consommation). Dans le cas contraire, aussi bien le caractère identifiable de l'équation structurelle que la qualité des estimations des coefficients de cette équation pourraient être compromis par un problème de multicollinéarité.

Nous nous heurtons à ces difficultés génériques dans le cas des données de l'enquête sur la mesure des niveaux de vie en Côte d'Ivoire. La grappe, c'est à dire les données rassemblées à l'échelon de la commune et de la sous-préfecture indiquées au tableau 1 du texte, semblerait

produire une série de variables instrumentales exceptionnellement abondantes. Nous avons sélectionné à partir de celles-ci des variables muettes sur la base de ces données pour l'année de l'enquête, la rémunération quotidienne des travailleurs agricoles de sexe masculin, des mesures produites par le recensement sur la composition de la population active masculine et la série complète des données sur les prix à l'échelon de la collectivité fournie par l'enquête sur la mesure des niveaux de vie. Nous avons complété ces informations par plusieurs variables exogènes déjà présentes dans les équations structurelles sur la scolarité et la fécondité, à savoir l'âge de la femme, son lieu de résidence et son degré d'instruction.

Considérés conjointement, ces instruments ne permettent de prévoir, dans une mesure limitée uniquement, la consommation par adulte: le coefficient de détermination, R^2 , de l'équation de régression de la consommation n'est que de 0,25. Il est possible d'accroître considérablement son niveau, pour le porter à 0,35, en incluant une série de variables instrumentales faisant intervenir les moyennes à l'échelon de la grappe de la consommation par adulte. (Les moyennes par grappe sont calculées en faisant abstraction du niveau de la consommation du ménage en question.) Malheureusement, on soupçonne ces moyennes par grappe de la consommation d'être elles-mêmes endogènes. Il est très vraisemblable que des caractéristiques non mesurées à l'échelon de la grappe se manifestent aux niveaux de la consommation des différents ménages ainsi que dans les moyennes de la consommation par grappe. Pour pouvoir être assuré du caractère exogène des variables instrumentales, il nous faut donc accepter le fait que notre coefficient R^2 ne dépassera guère 0,25.

De fait, Benefo et Schultz (1992; appendice D) obtiennent un R^2 bien plus élevé pour l'équation de la consommation par adulte construite avec leurs variables instrumentales. L'amélioration du pouvoir de prédiction est toutefois due, semble-t-il, à l'introduction de différents indicateurs de la composition du ménage, y compris la présence d'un mari, son niveau d'éducation et son âge, et les actifs du ménage. L'opinion peut diverger quant au caractère exogène de ces variables; nous estimons quant à nous qu'elles sont endogènes.

Le tableau 1 de l'appendice récapitule les tests d'exogénéité que nous avons réalisés à partir de la série limitée de variables instrumentales, et présente également les résultats de tests effectués lorsque les moyennes par grappe de la consommation sont incluses dans la série des instruments. La première colonne du tableau donne les estimations, par la méthode des moindres carrés ou la méthode du probit, de l'effet de la consommation par adulte sur la fécondité et la scolarité des enfants. Sont ensuite indiqués l'estimation de ce coefficient calculée sur la base des variables instrumentales et le coefficient p du test d'exogénéité d'Hausman. Nous avons aussi inclus un critère supplémentaire d'information qui permet d'évaluer les résultats des estimations par les méthodes des MCO et du probit, à savoir: les estimations non corrigées (et potentiellement biaisées) se trouvent-elles dans un intervalle de confiance de 95 % situées de part et d'autre des estimations effectuées au moyen des variables instrumentales (qui sont plus sûres mais moins précises)?

Les résultats diffèrent quelque peu selon que l'on considère la fécondité ou la scolarité. S'agissant de la fécondité, les estimations non corrigées semblent indiquer que la consommation par adulte a un effet positif et significatif sur la fécondité dans son ensemble. Cet effet varie en intensité selon que l'on considère les zones urbaines ou les zones rurales mais chaque estimation implique l'existence d'un effet positif. Lorsque l'on estime ces coefficients par la méthode des variables instrumentales, il s'avère qu'ils sont tous négatifs et non significatifs. D'une certaine manière, et notamment dans les zones rurales, c'est là le résultat que l'on peut escompter si les enfants contribuent vraiment au revenu permanent de la famille. Lorsque l'on élimine la relation

de cause à effet de sens inverse exercé par la fécondité sur le revenu en ayant recours aux variables instrumentales, le revenu permanent lui-même n'a manifestement aucun effet majeur sur la fécondité.

La situation est toutefois plus complexe que cette explication ne le laisse penser. Une observation plus attentive des régressions effectuées au moyen de variables instrumentales (qui ne sont pas présentées ici) montre que le signe négatif des coefficients obtenus par cette méthode tient essentiellement au fait qu'il existe une relation étroite et positive entre le degré d'instruction de la femme et le niveau de la consommation par adulte dans son ménage. Dans l'équation structurelle de la fécondité, il existe donc une forte corrélation entre les niveaux calculés de la consommation et le degré d'instruction de la femme, de sorte que l'effet négatif direct de l'éducation sur la fécondité est réparti sur l'ensemble des coefficients de la consommation et de l'éducation. C'est là une des manifestations du problème de la multicollinéarité mentionné précédemment. Par ailleurs, le tableau 1 de l'appendice montre que lorsque l'on spécifie des équations de la fécondité distinctes pour les zones rurales et pour les zones urbaines, les coefficients produits par la méthode des moindres carrés non corrigée et les coefficients donnés par la méthode du probit se trouvent généralement à l'intérieur de l'intervalle de confiance des estimations par la méthode des variables instrumentales. La seule exception se produit lorsque l'on inclut dans ces instruments les moyennes de la consommation par grappe, mais dans ce cas la question du caractère exogène de l'instrument remet en cause la validité du test.

Les leçons que nous pouvons tirer de ces tests, en ce qui concerne la fécondité, sont que : 1) il est nécessaire d'utiliser des équations distinctes pour les zones urbaines et les zones rurales, ce qui paraît raisonnable dans tous les cas; et 2) l'emploi de la méthode des moindres carrés ordinaires non corrigée et de celle du probit ne soulève pas de risque majeur. Il est possible que les effets du revenu permanent soient surestimés par la méthode non corrigée mais nous n'avons guère de raison de penser que les estimations produites par la méthode des variables instrumentales sont plus proches de la réalité.

Les résultats relatifs aux équations de la scolarité corroborent dans l'ensemble ces conclusions. Les estimations par la méthode des MCO non corrigée et par la méthode du probit se trouvent généralement dans les intervalles de confiance des estimations par la méthode des variables instrumentales (là encore, les exceptions étant plus probables dans le cas de la série élargie des variables) et, dans une certaine mesure, contrairement à ce qui se passe pour la fécondité, il ne semble pas que les coefficients produits par la méthode des MCO non corrigée ou la méthode du probit soient sans aucun doute entachés d'un biais systématique vers le haut ou vers le bas. Si l'on décide de se fier à la série de variables instrumentales qui inclue les moyennes par grappe de la consommation, les coefficients non corrigés sont alors systématiquement sous-estimés.

En résumé, nous estimons que ces tests justifient dans une mesure suffisante la décision de ne pas utiliser de variables instrumentales pour remédier au caractère endogène de la consommation. S'il est vrai que l'hypothèse de l'exogénéité n'est pas réellement confirmée et que le risque qu'il existe un biais n'est pas totalement éliminé, nous ne voyons toutefois aucune raison convaincante de donner la préférence à la méthode des variables instrumentales.

Tableau 1 de l'appendice: Tests d'exogénéité (du logarithme) de la consommation par adulte sans et avec inclusion des moyennes par grappe de la consommation parmi les variables instrumentales¹

Variable dépendante	Modèle des variables instrumentale (IV)						
	Instruments qui exclut les moyennes de grappes				Instruments qui inclut les moyennes de grappes ³		
	Les coefficients non-corrigés sur (log) consommation par adulte ² (stat. de Student)	Coefficient (stat. de Student)	Test d'Hausman d'exogénéité p-value	Les estimations non-corrigées se trouvent-elles dans un intervalle de confiance de 95%	Coefficient (stat. de Student)	Test d'Hausman d'exogénéité p-value	Les estimations non-corrigées se trouvent-elles dans un intervalle de confiance de 95%
<i>Fécondité (OLS)</i>							
Fécondité cumulée	0,232 (4,32)	-0,228 (1,08)	0,021	Non	-0,090 (0,67)	0,007	Non
Naissances pendant les dernières cinq années	0,114 (3,29)	-0,151 (1,19)	0,42	Non ⁵	-0,105 (1,29)	0,006	Non
Fécondité cumulée rurale	0,368 (4,51)	-0,303 (0,83)	0,064	Oui	-0,233 (1,04)	0,001	Non
Naissances rurales pendant les dernières cinq années	0,066 (1,27)	-0,126 (0,59)	0,366	Oui	-0,176 (1,37)	0,036	Oui
Fécondité cumulée urbaine	0,083 (1,18)	-0,189 (0,79)	0,235	Oui	0,011 (0,07)	0,658	Oui
Naissances urbaines pendant les dernières cinq années	0,166 (3,45)	-0,114 (0,71)	0,086	Oui	-0,007 (0,07)	0,136	Oui
<i>Scolarisation (probit)</i>							
Scolarisation cumulée	0,542 (11,66)	0,721 (4,14)	0,169	Oui	1,130 (9,61)	0,000	Non
Scolarisation à la période en cours	0,291 (11,64)	0,422 (4,81)	0,037	Oui	0,421 (7,06)	0,014	Oui
Scolarisation rurale cumulée	0,593 (10,05)	1,196 (4,85)	0,005	Non	1,103 (7,05)	0,001	Non
Scolarisation rurale à la période en cours	0,276 (8,54)	0,246 (1,98)	0,941	Oui	-,384 (4,88)	0,180	Oui
Scolarisation urbaine cumulée	0,574 (7,91)	0,318 (1,36)	0,424	Oui	1,118 (6,55)	0,000	Non
Scolarisation urbaine à la période en cours	0,347 (8,50)	0,570 (4,55)	0,009	Oui	0,458 (4,97)	0,025	Oui

Notes:

1. Les variables instrumentales sont l'âge et le niveau d'instruction de la femme; son lieu de résidence; la rémunération quotidienne des travailleurs agricoles de sexe masculin, des indicateurs de la composition de la population active masculine, les prix enregistrés à l'échelon de la collectivité, et des variables muettes pour l'année de l'enquête. (Se reporter au tableau 1 du texte pour une définition de ces variables.) Le coefficient R² produit par l'analyse de régression du logarithme de la consommation par adulte par rapport à cet ensemble de variables instrumentales est égale à 0,25; il passe à 0,35 lorsque l'on ajoute les moyennes de la consommation par grappe.
2. Du tableau 3, 4 et 5.
3. Pour chaque ménage i, la moyenne par grappe (du logarithme) de la consommation par adulte est calculée en faisant abstraction du niveau de la consommation du ménage en question.
4. L'intervalle de confiance est donné par les valeurs estimées du modèle IV plus ou moins.
5. Cette estimation est très proche de la limite supérieure de l'intervalle de confiance de la méthode des variables instrumentales, soit 0,104.

Références

- "Fécondité et scolarisation des enfants en Côte d'Ivoire: Is There a Tradeoff?"
- Ainsworth, M. 1990. "Socioeconomic Determinants of Fertility in Côte d'Ivoire." *Living Standards Measurement Study Working Paper*, No. 53. The World Bank, Washington, D.C.
- Ainsworth, M. 1992. "Economic Aspects of Child Fostering in Côte d'Ivoire." *Living Standards Measurement Study Working Paper*, No. 92. The World Bank, Washington, D.C.
- Ainsworth, M., and J. Munoz. 1986. "The Côte d'Ivoire Living Standards Survey: Design and Implementation." *Living Standards Measurement Study Working Paper*, No. 26. The World Bank, Washington D.C.
- Banque mondiale. 1988. *Education in Sub-Saharan Africa: Policies for Adjustment, Revitalization, and Expansion*. World Bank, Washington, D.C.
- _____. 1990. *African Economic and Financial Data* (On diskette.) Washington, D.C.
- _____. 1990b. "Côte d'Ivoire Human Resources Strategy: Process Note." Occidental and Central Africa Department, Population and Human Resources Division.
- _____. 1991. *World Development Indicators* (On diskette.) Washington, D.C.
- Becker, G., and H. Lewis. 1973. "On the Interaction Between the Quantity and Quality of Children." *Journal of Political Economy* 81(2)Part II:S279-S288.
- Benefo, K., and T. P. Schultz. 1992. "Fertility and Child Mortality in Côte d'Ivoire and Ghana." Africa Technical Department, The World Bank, Washington, D.C. Draft
- Birdsall, N. 1988. "Economic Approaches to Population Growth," in H. Chenery and T. N. Srinivasan (eds.), *Handbook of Development Economics*. Elsevier: North-Holland.
- Caldwell, J. 1982. "Mass Education as a Determinant of Fertility Decline." Chapter 10 in J. Caldwell, *Theory of Fertility Decline*. London: Academic Press.
- Caldwell, J. and P. Caldwell. 1987. "The Cultural Context of High Fertility in Sub-Saharan Africa." *Population and Development Review* 13(3):409-437.
- DeLancey, V. 1990. "Socioeconomic Consequences of High Fertility for the Family." In G. Acsadi, G. Johnson-Acsadi, and R. Bulatao (eds.). *Population Growth and Reproduction in Sub-Saharan Africa*. World Bank, Washington, D.C.
- Djédjé, O. 1991. *Mortalité*. Séminaire de présentation des résultats du recensement de la population et de l'habitat — 1988, Abidjan.
- Fapohunda, E. and M. Todaro. 1988. "Family Structure, Implicit Contracts, and the Demand for Children in Southern Nigeria." *Population and Development Review* 14(4):571-594.

- Gertler, P. and P. Glewwe. 1989. "The Willingness to Pay for Education in Developing Countries: Evidence from Rural Peru." *Living Standards Measurement Study Working Paper*, No. 54. Washington, D.C.: The World Bank.
- Glewwe, P. 1988. "Primary and Secondary School Enrollment in Côte d'Ivoire." Draft.
- Glewwe, P. 1991. "Schooling, Skills, and the Returns to Government Investment in Education: An Exploration Using Data from Ghana." *Living Standards Measurement Study Working Paper*, No. 76. World Bank, Washington D.C.
- Glewwe, P. and H. Jacoby. 1992. "Student Achievement and Schooling Choice in Low Income Countries: Evidence from Ghana." *Living Standards Measurement Study Working Paper*, No. 91. The World Bank, Washington, D.C.
- Gomes, M. 1984. "Family Size and Educational Attainment in Kenya." *Population and Development Review* 10(4):647-660.
- Grootaert, C. and R. Kanbur. 1990. "Analyse opérationnelle de la pauvreté et des dimensions sociales de l'ajustement structurel." *Dimensions sociales de l'ajustement structurel Document de travail*, No 1, Analyse socio-économique. Washington D.C.: The World Bank.
- Handloff, R. (ed.). 1991. *Côte d'Ivoire: A Country Study*. Washington D.C.: Federal Research Division, Library of Congress.
- Hanushek, E. 1992. "The Trade-Off Between Child Quantity and Quality." *Journal of Political Economy* 100(1):84-117.
- Hausman, J. 1978. "Specification Tests in Econometrics." *Econometrica* 46(6):1251-71.
- Heckman, J. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica* 47(1):153-61.
- Kelley, A. and C. Nobbe. 1990. "Kenya at the Demographic Turning Point?" *World Bank Discussion Paper*, No. 107. World Bank, Washington, D.C.
- Knodel, J., A. Chamrathirong and N. Debavalya. 1987. *Thailand's Reproductive Revolution: Rapid Fertility Decline in a Third-World Setting*. Madison, Wisconsin: University of Wisconsin Press.
- Knodel, J., N. Havanon and W. Sittitra. 1990. "Family Size and the Education of Children in the Context of Rapid Fertility Decline." *Population and Development Review*, 16(1).
- Kouamé, A. 1987. "De la pénurie la sous-utilisation de la main-d'oeuvre: un essai sur la problématique des ressources humaines en Côte d'Ivoire."
- Lesthaeghe, R. 1989. "Social Organization, Economic Crises, and the Future of Fertility Control in Africa." in R. Lesthaeghe (ed.) *Reproduction and Social Organization in Sub-Saharan Africa*. Berkeley: University of California Press.
- Lloyd, C., and S. Ivanov. 1988. "The Effects of Improved Child Survival on Family Planning Practice and Fertility." *Studies in Family Planning* 19(3):141-161.

- Maddala, G.S. 1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Makinwa-Adebusoye, P. 1991. "Changes in the Costs and Benefits of Children to their Parents: The Changing Cost of Educating Children." Paper presented to the Seminar on "The Course of Fertility Transition in Sub-Saharan Africa," sponsored by the IUSSP Committee on Comparative Analysis of Fertility and the University of Zimbabwe, Harare, Zimbabwe, November 19-22.
- McKay, A. 1991. "Estimation of a Regional Cost of Living Index for Côte d'Ivoire 1985-1988." World Bank, Africa Technical Department, Poverty and Social Policy Division, Washington, D.C.
- Oliver, R. 1992. "Family Size and Child Schooling in Ghana: Is There a Tradeoff?" Africa Technical Department, The World Bank, Washington, D.C. Draft.
- Pitt, M., and M. Rosenzweig. 1990. "The Selectivity of Fertility and the Determinants of Human Capital Investments: Parametric and Semi-Parametric Estimates." *Living Standards Measurement Study Working Paper*, No. 72. World Bank, Washington, D.C.
- République de Côte d'Ivoire. Direction de la statistique et de la comptabilité nationale. 1988 *Memento chiffré de la Côte d'Ivoire 1986-1987*. Ministère du Plan, Abidjan.
- République de Côte d'Ivoire. 1991. *Déclaration de politique de valorisation des ressources humaines*. Chapter 11, Primary and Secondary school enrollment in Côte d'Ivoire. Abidjan.
- Russell, S. and W. Stanley. 1988. "Human Resources Discussion Paper: République de Côte d'Ivoire." World Bank, Population and Human Resources Department, Washington, D.C.
- Schafgans, M. 1991 "Fertility Determinants in Peru: A Quantity-Quality Analysis." in "Women's Work, Education, and Family Welfare in Peru," *World Bank Discussion Paper*, No. 116. The World Bank, Washington, D.C.
- UNESCO. 1991. *UNESCO Statistical Yearbook, 1991*.
- Van de Walle, E. and A. Foster. 1990. "Fertility Decline in Africa: Assessment and Prospects." *World Bank Technical Paper*, No. 125, Africa Technical Department Series. Washington, D.C.

Papier Numéro 2

**Fécondité et scolarisation des enfants au Ghana:
Preuve de l'existence d'une relation
entre la qualité et le nombre d'enfants**

Raylynn Oliver

Table des matières

Fécondité et scolarisation des enfants au Ghana: Preuve de l'existence d'une relation entre la qualité et le nombre d'enfants

Résumé	73
Remerciements	74
Introduction	75
Modèle économique des décisions en matière de fécondité et de scolarisation des enfants	77
Fécondité et scolarisation au Ghana	80
Estimation et résultats	84
Résultats de base	88
Résultats de base pour les échantillons urbains et ruraux	91
Estimations tenant compte du prix de la scolarisation	94
Conclusion	97
Références	99

Résumé

Elever la qualité des enfants en augmentant la scolarisation et en abaissant la fécondité comptent souvent au nombre des objectifs poursuivis par la politique publique en Afrique subsaharienne. Des études faites dans d'autres parties du monde ont trouvé qu'à un certain stade de la transition démographique, les parents commencent à réduire le nombre de leurs enfants afin d'augmenter l'investissement fait dans chacun d'entre eux. Certes, l'investissement le plus évident dans la qualité de l'enfant est la fréquentation de l'école. Cet article examine la relation entre la scolarisation des enfants et la fécondité au Ghana, en utilisant des données d'enquête avec des variables démographiques et économiques dans les ménages ainsi que des données au niveau de la communauté sur l'accès à la scolarisation, pour vérifier si cet "échange" entre la fécondité et la scolarisation des enfants existe et quelles sont les politiques les plus aptes à l'encourager.

Le résultat le plus frappant est la grande influence de la scolarisation de la mère sur la diminution de la fécondité et l'augmentation de la scolarisation des enfants, et l'effet considérable prévisible de la scolarisation des femmes dans l'enseignement secondaire, en particulier dans les zones rurales. Des augmentations du revenu du ménage sont aussi associées à une fécondité réduite et un niveau plus élevé de scolarisation. Les résultats indiquent que des augmentations des frais de scolarité dans les écoles locales augmenteront la fécondité, mais très peu. Cependant, une augmentation des frais de scolarité est aussi associée avec une scolarisation *plus élevée* des enfants. Les implications politiques de ces résultats sont, premièrement que la scolarisation des femmes peut être un instrument puissant pour diminuer la fécondité et augmenter la fréquentation de l'école par les enfants, et deuxièmement qu'augmenter le coût de la scolarisation n'aura pas d'influence notable sur la fécondité.

Remerciements

Ce document s'inscrit dans le cadre du projet de recherche sur « Les déterminants économiques et politiques de la fécondité en Afrique subsaharienne », dirigé par la Division Pauvreté et ressources humaines du Département de la recherche, Politiques de développement, et parrainé par le Département technique, Bureau régional Afrique. Les opinions qui y sont exprimées sont celles de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement les orientations de la Banque mondiale ou de ses membres. L'auteur est très reconnaissant à Martha Ainsworth, Julie Anderson Schaffner et Mark Montgomery pour l'aide et le soutien qu'ils lui ont apportés. Il remercie aussi John Pencavel, Anjini Kochar et les participants au séminaire de la Banque mondiale pour leurs précieux commentaires.

Introduction

La scolarisation et la fécondité influent notablement sur la croissance et le développement économiques d'un pays. C'est pourquoi elles ont fait l'objet de programmes nationaux et de programmes de donateurs, surtout dans les pays en développement. L'augmentation du nombre des écoles et des effectifs scolarisés enrichit le capital humain d'un pays. Les baisses de fécondité réduisent le risque de mortalité maternelle et juvénile. En dehors de leur impact sur le développement économique, la fécondité et la scolarisation ont des effets réciproques.

De forts taux de croissance démographique compromettent les efforts entrepris par les gouvernements en vue d'améliorer la qualité des établissements scolaires et les possibilités d'y accéder. En freinant le taux d'accroissement de la population les programmes de planning familiale complètent les efforts directs d'augmenter la scolarisation. De leur côté, les progrès réalisés en matière de scolarisation renforcent aussi les effets des programmes de planning familial sur la baisse de la fécondité. Des études empiriques montrent que les femmes qui ont été scolarisées ont moins d'enfants et ont plus de chances d'avoir recours à la contraception.¹ Cette complémentarité n'intervient, toutefois, qu'avec un décalage de plusieurs années, lorsque les femmes ayant bénéficié d'une scolarisation plus longue atteignent l'âge de la procréation.

Les modèles économiques relatifs aux décisions en matière de fécondité suggèrent l'existence d'une autre complémentarité, plus immédiate. En effet, ce que l'on a fini par qualifier d'arbitrage entre la qualité et la quantité se manifeste lorsqu'une femme décide d'avoir moins d'enfants pour investir davantage dans chacun d'eux. Si les femmes opèrent un tel arbitrage, une réduction du prix de la scolarité, qui constitue un des aspects de l'investissement qualitatif effectué dans un enfant, peut favoriser un déplacement de la quantité vers la qualité. Cette idée a été présentée par Becker (1960) pour expliquer les baisses de fécondité observées dans les pays développés. Elle peut avoir un effet plus sensible dans les pays en développement où le manque de d'établissements scolaires limite souvent l'arbitrage.

Nous examinerons ici l'ampleur de la complémentarité entre la scolarisation des enfants et la fécondité au Ghana sur la base, d'une part, de données d'enquête englobant des variables démographiques et économiques sur les ménages et, d'autre part, de données au niveau des collectivités sur l'accès à la scolarisation. Le Ghana constitue un cas intéressant parce qu'il bénéficie de taux de scolarisation relativement élevés pour l'Afrique depuis l'indépendance et que, malgré tout, comme la plupart des pays de l'Afrique subsaharienne, ses taux de fécondité demeurent élevés tandis que ceux d'utilisation de la contraception restent faibles.

La méthode d'analyse adoptée s'inspire de celle utilisée par Montgomery et Kouamé (1993) pour établir l'existence d'un arbitrage entre la qualité et la quantité et fait appel à des données comparables à celles employées pour le pays voisin qu'est la Côte d'Ivoire. Montgomery et Kouamé ont constaté l'existence, dans les zones rurales de ce pays, d'une relation positive entre les taux d'inscription dans les établissements scolaires, la scolarisation des enfants et la fécondité cumulées, alors qu'ils ont décelé une relation négative dans les zones urbaines. Malgré leur proximité géographique, la Côte d'Ivoire et le Ghana ont des niveaux globaux de scolarisation des femmes et de fécondité très différents. Les données concernant le Ghana contiennent aussi

1. Ainsworth (1990), Oliver (1994), parmi d'autres, illustrent cette interaction à l'aide de données provenant de l'Afrique subsaharienne.

des variables sur le prix de la scolarisation qui ne sont pas disponibles dans les données de la Côte d'Ivoire. Ces deux études devraient apporter un éclairage intéressant sur l'existence possible d'un arbitrage.

La Section II présente un modèle économique des décisions en matière de fécondité et de scolarisation des enfants. La Section III décrit les niveaux de fécondité et de scolarisation et les données concernant le Ghana. La Section IV présente l'estimation et les résultats. La Section V rapproche ces résultats de ceux de la Côte d'Ivoire et d'autres pays avant d'en examiner les implications pratiques et de conclure.

Modèle économique des décisions en matière de fécondité et de scolarisation des enfants

Les modèles microéconomiques fondés sur les travaux précurseurs de Becker (1960) et Leibenstein (1957) postulent que les ménages fixent le nombre d'enfants qu'ils veulent avoir de manière à maximaliser leur utilité dans la limite des contraintes que leur imposent leurs fonctions de production ainsi que le budget et le temps dont ils disposent. Ils veulent des enfants pour leur contribution au revenu familial et l'utilité qu'ils leur rendent. Ils mesurent ces avantages par rapport au coût en temps et en biens matériels qu'impliquent les enfants. Le nombre d'enfants qu'ils souhaitent avoir est fonction de leur fortune et du revenu du ménage ainsi que des prix en vigueur.

Les ménages peuvent aussi choisir d'investir plus ou moins dans l'alimentation, l'habillement, le logement, la scolarisation et la santé d'un enfant. Les modèles relatifs à la relation qualité-quantité font intervenir un argument qualitatif dans la décision des ménages pour tenir compte du fait que le coût d'un enfant peut varier considérablement en fonction de l'investissement que chaque ménage choisit de faire dans la « qualité » de l'enfant. En négligeant l'aspect qualitatif d'un produit, on risque de fausser les estimations de la demande de ce produit en termes de quantité et il est permis de penser que ce principe s'applique aussi aux enfants.²

Ce qui nous intéresse ici c'est la demande d'enfants. Si les enfants étaient des biens comme les autres et s'ils exigeaient un niveau prédéterminé d'investissement, les familles aisées souhaiteraient avoir davantage d'enfants que les familles pauvres. Or, cette hypothèse ne se vérifie pas systématiquement comme le prouve l'existence d'une relation inverse qualité-quantité en vertu de laquelle les familles plus fortunées consacrent davantage d'argent aux enfants non pas en ayant des familles plus nombreuses, mais en dépensant plus par enfant et en ayant souvent même moins d'enfants.

La femme maximalise son utilité, U , qui est fonction du nombre d'enfants, C , de la qualité des enfants, Q , de la consommation des produits marchands, X , du temps libre, L ainsi que de ses goûts, μ (équation 1). Les enfants exigent du temps de leur mère, T_C et des produits marchands, X_C . Le temps qu'une femme peut consacrer aux activités commerciales, T_M , à l'éducation de ses enfants et aux loisirs ne peut dépasser le temps total dont elle dispose, Ω (équation 2). L'utilité est optimisée sous réserve des contraintes du temps et des revenus disponibles (équations 2 et 3). Le prix des biens de consommation, p_X , est multiplié par la somme des biens marchands pour le ménage et nécessaires à la production d'enfants, tandis que le prix des éléments qualitatifs, p_Q , est multiplié par la qualité atteinte pour chaque enfant et le nombre d'enfants. La somme des dépenses doit égaler celle des revenus tirés de la vente de temps sur le marché, $w \cdot T_M$ et du revenu exogène, Y .

$$\max U = U(C, Q, X, L; \mu) \quad (1)$$

$$T_M + C \cdot T_C + L = \Omega \quad (2)$$

$$p_X(X + C \cdot X_C) + p_Q \cdot Q \cdot C = w \cdot T_M + Y \quad (3)$$

2. Theil (1952) examine les distorsions théoriques qu'entraîne l'exclusion des aspects qualitatifs.

La demande d'enfants et la demande de qualité peuvent ensuite être exprimées sous la forme de fonctions des variables exogènes suivantes : prix, p_x et p_Q , salaires, w , et revenu exogène des ménages, Y .

$$C = C(p_x, p_Q, w, Y; \mu) \dots \dots \dots (4)$$

$$Q = Q(p_x, p_Q, w, Y; \mu) \dots \dots \dots (5)$$

Ces deux équations seront estimées, plus loin, dans la section empirique. Elles sont à forme réduite du fait que les deux variables (le nombre d'enfants et leur qualité) sont choisies conjointement et sont fonction des mêmes variables exogènes. Le modèle ne pose pas comme postulat l'existence d'une relation de cause à effet entre le nombre et la qualité d'enfants — les ménages ne décident pas d'avoir moins d'enfants parce qu'ils dépensent davantage pour leur éducation, pas plus qu'ils ne décident de consacrer davantage de ressources à la scolarisation de leurs enfants parce qu'ils en ont moins. Ces deux types de décision sont plutôt prises sur la base du critère de l'utilité optimale, dans les limites imposées par le revenu disponible compte tenu des prix en vigueur.

Considérons l'impact attendu des variables exogènes sur le nombre et la qualité d'enfants. Une hausse du prix des autres biens entraînera un accroissement de la demande d'enfants et du niveau de qualité escompté du fait que les femmes seront moins disposées à acheter des biens de consommation. Elle aura aussi, toutefois, pour effet de réduire le revenu pouvant être consacré à tous les éléments nécessaires à la fonction d'utilité. La demande d'enfants sera en outre directement affectée à la baisse par l'accroissement des dépenses de leur production. On suppose en général que l'effet de substitution est moindre que l'effet négatif sur le revenu joint à l'effet de hausse des coûts qu'impliquent les enfants, et qu'une augmentation du prix des autres biens aura un effet net négatif sur le nombre et la qualité d'enfants.

Le prix de la qualité doit réduire la demande de qualité; les effets de revenu et de substitution s'exercent dans le même sens. L'effet de p_Q sur la demande d'enfants n'est pas déterminant. L'effet de revenu sera négatif de même que l'effet du coût des enfants, mais ils seront contrebalancés par un effet de substitution positif.

L'incidence du salaire d'une femme sur la demande d'enfants n'est théoriquement pas déterminante. Elle peut aussi se diviser entre un effet de revenu et un effet de substitution. Si le salaire d'une femme augmente, il devient plus coûteux pour elle d'avoir des enfants. L'effet de substitution du coût des enfants sur la demande d'enfants est indubitablement négatif. Cependant, lorsque le salaire d'une femme augmente, son revenu peut aussi augmenter. La façon dont cet accroissement de revenu affectera le nombre d'enfants variera selon les enfants sont ou non des biens ordinaires. L'effet net observé est généralement négatif. Par contre, l'effet présumé du salaire d'une femme sur la qualité des enfants est positif, de même que les effets de revenu et de substitution attendus.

A supposer que le salaire des femmes et les prix soient maintenus constants, un accroissement du revenu exogène devrait se traduire par une augmentation du nombre et de la qualité d'enfants. Les études empiriques montrent toutefois souvent que la demande d'enfants diminue lorsque le revenu augmente. Les effets attendus des variables exogènes sur le nombre d'enfants et la qualité d'enfants sont résumés par les signes figurant au-dessus des équations 6 et 7.

$$C = C(p_x, p_Q, w, Y; \mu) \quad (6)$$

$$Q = Q(p_x, p_Q, w, Y; \mu) \quad (7)$$

Montgomery et Kouamé (1993) suggèrent que si l'effet estimé des différentes variables exogènes sur la demande d'enfants est opposé à leur effet estimé sur la demande de qualité, on peut y voir la preuve de l'existence d'un arbitrage entre la qualité et la quantité. Cela va dans le sens de l'interprétation de Becker pour qui la qualité et la quantité se substituent l'une à l'autre. Dans ce scénario, il est possible que les familles pour qui la scolarisation est plus coûteuse aient une fécondité plus élevée.

Cependant, comme le montre la présentation des équations 6 et 7, seuls les signes relatifs au salaire des femmes semblent devoir être opposés. Par exemple, si la scolarisation des enfants et le nombre d'enfants par famille sont complémentaires et si la scolarisation est considérée comme un aspect essentiel d'un enfant, une augmentation de son prix pourrait faire baisser la demande d'enfants, les parents étant soucieux d'assurer la scolarisation de chacun de leurs enfants. L'expérience du Kenya corrobore cette idée de l'importance de la relation qualité/quantité dans la réduction de la fécondité. Kelley et Nobbe (1990) trouvent, en effet, que l'accroissement du coût de la scolarisation explique, en partie, la baisse de fécondité observée dans ce pays.

Plusieurs aspects du processus de décision des ménages en Afrique subsaharienne sont susceptibles d'affaiblir le caractère prédictif du modèle néoclassique présenté plus haut. Dans son analyse de la fécondité au Kenya, Gomes (1984) rejette l'hypothèse de l'égalité des dépenses consacrées à chaque enfant. Elle indique qu'il est fréquent que davantage de ressources soient consacrées à l'aîné des enfants pour lui assurer une bonne éducation; les cadets étant plus défavorisés jusqu'à ce que l'aîné puisse contribuer au revenu familial. A ces différences dues à l'ordre de naissance viennent s'ajouter des discriminations importantes selon qu'il s'agit de filles ou de garçons. Les taux de scolarisation des filles au niveau du primaire sont inférieurs de 15 % en moyenne à ceux des garçons en Afrique subsaharienne (Banque mondiale, 1993a).

Les types d'investissement que peut faire la majorité des ménages, en Afrique subsaharienne, diffèrent aussi de ceux qui peuvent être effectués par les parents dans les pays développés. Lorsque le niveau total des dépenses est faible, une part importante des dépenses sur les enfants est consacrée à assurer aux enfants un niveau de subsistance qui est étroitement lié à celui des parents.

Enfin, le modèle économique exposé plus haut n'envisage pas la possibilité que le nombre d'enfants ou la qualité d'éducation voulus puissent être obtenus autrement que par une modification de la fécondité et des dépenses. En Afrique subsaharienne, le placement des enfants en dehors de leur famille naturelle est très répandu (Ainsworth, 1992). Les enfants sont, en effet, souvent envoyés vivre chez des ménages apparentés pour y travailler, avoir accès à des écoles ou à d'autres possibilités et, parfois, pour réduire la charge financière qu'ils représentent pour leurs parents naturels. Ce mécanisme efficace et généralisé de partage des coûts et des avantages atténuera les résultats prédits par le modèle sans en modifier toutefois les signes.

Fécondité et scolarisation au Ghana

Il est utile de considérer le contexte dans lequel les décisions en matière de fécondité et de scolarisation sont prises pour justifier les spécifications empiriques et interpréter les résultats présentés dans la Section IV. Cette section offre une description générale des niveaux de fécondité ainsi qu'un historique des politiques appliquées par le Ghana sur le plan démographique et en matière d'éducation.

Le Ghana a été l'un des premiers pays de l'Afrique subsaharienne à adopter une politique globale visant à réduire les taux de croissance démographique (Ghana, 1969). Dans le cadre de cette politique, il a lancé, en 1970, un Programme national de planning familial qui est devenu le pivot des efforts entrepris par le pays en vue de réduire les taux de croissance démographique. En 1989, Owusu et al. ont estimé que « rien ne laissait supposer l'existence, dans le pays, d'une opposition vraiment sérieuse à la planification familiale pour des raisons politiques ou religieuses ». Par cette politique, le Ghana se démarque nettement de la plupart des autres pays africains qui, jusqu'à une date récente, ont surtout pratiqué des politiques natalistes. De ce fait, la disponibilité et la connaissance des méthodes modernes de contraception y sont relativement élevées.

Les contraceptifs sont facilement disponibles dans les pharmacies et les services sanitaires de tout le pays. Des services de planning familial sont accessibles dans l'établissement sanitaire le plus proche pour 55 % de la population et, dans la pharmacie la plus proche, pour 81 % des ménages (Enquête sur le niveau de vie au Ghana, 1988-89). Les pilules contraceptives peuvent être achetées sans ordonnance médicale. Les trois quarts des femmes disposent d'une source de contraceptifs modernes dans un rayon de 5 miles (8,4 kilomètres) autour de leur domicile et 82 % des femmes connaissent au moins une méthode moderne de contraception (Oliver, 1994). Les avortements sont légalement autorisés pour un large éventail de raisons médicales, juridiques et socio-économiques. Les seules restrictions imposées sont que le consentement du mari est nécessaire et que l'intervention doit être pratiquée par un médecin (Scribner, 1994).

La taille des familles et la fécondité globale demeurent malgré tout élevées au Ghana et les taux d'utilisation des contraceptifs y demeurent faibles. Le Tableau 1 présente les indices synthétiques de fécondité, ventilés sur la base du lieu de résidence actuel et de la scolarité accomplie par les femmes. Il fait apparaître de profondes variations entre les groupes. Les femmes résidant en zone urbaine et ayant bénéficié de quelques années d'enseignement secondaire ont un indice synthétique de fécondité de 3,3, alors que celui des femmes des zones rurales qui n'ont jamais été scolarisées est, en moyenne, de 7,4. L'indice moyen est de 6,3 pour l'ensemble des femmes ghanéennes, ce qui est nettement supérieur à ceux de 2,7, 3,1 et 4,2 observés, respectivement, en Asie de l'Est, en Amérique latine et en Asie du Sud (Banque mondiale, 1993a).

Vingt-sept pour cent des femmes ayant cohabité ont utilisé une méthode moderne de contraception au moins une fois, 33 % utilisent actuellement une forme de contraception, mais 6 % seulement utilisent actuellement une méthode moderne de contraception (Oliver, 1994). Ces taux sont très nettement inférieurs aux taux d'utilisation de la contraception de 70 et de 40 %, observés dans les pays occidentaux et les pays asiatiques, respectivement, mais ils sont supérieurs

Tableau 1 : Indices synthétiques de fécondité au Ghana, 1987-1989

	Ghana	Accra/Koumassi	Autres zones	
			urbaines	Zones rurales
Aucune scolarité	7,02	5,42	6,14	7,36
1-10 ans d'études	5,88	4,23	5,05	6,65
Plus de 10 ans d'études	3,24	3,28	3,70	3,05
Ensemble des femmes	6,25	4,14	5,32	6,96

Note : L'indice synthétique de fécondité correspond au nombre d'enfants qu'une femme est en mesure d'avoir si elle survit à la phase reproductive de sa vie et a des enfants en respectant, à chaque âge, le taux de fécondité actuel de sa tranche d'âge. Les indices synthétiques de fécondité de l'échantillon ont été calculés à partir du nombre d'enfants mis au monde au cours des cinq dernières années par des femmes réparties entre des cohortes de cinq ans.

Source : Enquête sur le niveau de vie au Ghana, 1987-88 et 1988-89.

à ceux prévalant dans les autres pays de l'Afrique subsaharienne. Le taux d'utilisation de la *moindre* méthode de planning familial est, en effet, inférieur à 10 % dans ces pays, à l'exception du Kenya, du Botswana et du Zimbabwe.

Le Ghana est devenu indépendant en 1957. Après une décennie de prospérité économique et de politiques axées sur l'éducation, le Ghana a pris la tête des pays de l'Afrique subsaharienne tant en ce qui concerne les effectifs scolarisés que la qualité de l'enseignement dispensé à la fin des années 60.³ Cette situation s'est radicalement modifiée sous l'effet d'un ralentissement de l'activité économique et d'une réduction considérable de la part du PNB consacrée à l'éducation. Au début des années 80, les fonds nécessaires à l'achat de manuels scolaires manquaient, la qualité des enseignants avait fléchi et, dans les zones rurales, les effectifs de l'enseignement primaire étaient, dans leur grande majorité, totalement illettrés lorsqu'ils arrivaient en fin de scolarité. Le point le plus bas a été atteint en 1984 et, depuis, la qualité de l'enseignement ainsi que le nombre des effectifs scolarisés ont commencé à s'améliorer.

Dans le cadre du système scolaire ghanéen, après six ans d'école primaire, les élèves entrent dans une école moyenne (septième à dixième année d'études) ou passent un examen qui leur permet de commencer l'enseignement secondaire. Bien que la fréquentation des écoles primaires et moyennes soit obligatoire, leurs effectifs sont loin de représenter la totalité des enfants d'âge scolaire. L'enseignement secondaire implique cinq années d'études, à l'issue desquelles les élèves doivent passer les examens du *Competitive General Examination* (CGE) au « niveau ordinaire » (O level) puis, deux ans plus tard, au « niveau avancé » (A level). Les élèves qui réussissent les examens du « niveau avancé » peuvent entrer dans l'une des trois universités du pays. Il existe aussi des écoles commerciales, professionnelles et normales.

Les taux d'inscription dans les écoles du Ghana figurent parmi les plus élevés d'Afrique, bien qu'ils soient faibles par rapport à ceux des pays ayant des niveaux de PNB comparables.

3. Glewwe (1994) décrit le système éducatif du Ghana et la qualité des éléments mis en oeuvre dans son analyse approfondie des avantages des investissements dans la qualité de l'enseignement.

Tableau 2: Scolarisation des femmes au Ghana

	<i>n</i>	<i>Années moyennes de scolarité</i>	<i>Pourcentage de non scolarisation</i>
15-19 ans	788	5,2	32
20-24 ans	932	5,6	35
25-29 ans	931	5,3	38
30-34 ans	777	5,3	38
35-39 ans	521	4,3	51
40-44 ans	369	3,0	65
45-50 ans	401	1,7	77
Ensemble des femmes	4719	4,7	43 %

Source : Enquête sur le niveau de vie au Ghana, 1987-88 et 1988-89.

Les taux bruts totaux d'inscription dans l'enseignement primaire et l'enseignement secondaire étaient, respectivement, de 73 et 39 % en 1988, contre 67 et 18 % dans l'ensemble de l'Afrique subsaharienne.⁴ Les taux d'inscription dans les écoles primaires avaient culminé à 80 % en 1980, avant de fléchir sous l'effet de la crise économique et de la diminution de la part du PNB consacrée à l'éducation (Tansel, 1992). On trouve des écoles primaires dans la plupart des villes du pays; 90 % des ménages habitent à moins d'un mile (1,7 kilomètres) d'une école primaire, mais la qualité des installations, des fournitures et des enseignants varie considérablement. Soixante-dix pour cent des ménages disposent d'une école moyenne dans un rayon de deux miles (3,3 kilomètres) autour de leur domicile, mais 25 % d'entre eux seulement se trouvent aussi proches d'une école secondaire.

Les Tableaux 2 et 3 reprennent les niveaux de scolarisation indiqués, pour les femmes et les enfants, dans l'Enquête sur le niveau de vie au Ghana. Le nombre moyen d'années d'école accomplies est de 4,7 pour les femmes âgées de 15 à 50 ans. C'est pour les femmes âgées de 20 à 24 ans qu'il est le plus fort avec un niveau de 5,6 années. Le pourcentage des femmes n'ayant jamais été scolarisées tombe de 77 % pour les femmes de plus de 44 ans à 32 % pour celles de 15 à 19 ans.

La durée moyenne de la scolarité accomplie est de 3,4 ans pour les jeunes de 4 à 30 ans. Elle est de 7,0 ans pour ceux qui ont acquis un certain niveau d'instruction mais qui ne fréquentent plus les établissements scolaires. C'est pour les enfants de 10 et 11 ans que le pourcentage de scolarisation en cours est le plus élevé (76 %) et pour les jeunes de 20 à 30 ans qu'il est le plus faible (11 %). Le pourcentage d'enfants jamais inscrits dans un établissement

4. Les taux bruts d'inscription dans les écoles primaires correspondent au rapport des élèves à la population des enfants d'âge scolaire. Les taux bruts d'inscription peuvent dépasser 100 % dans les pays où la scolarisation est universelle, du fait que certains élèves peuvent sortir dans un sens ou dans l'autre de la fourchette d'âge correspondant normalement à la fréquentation de l'école primaire dans le pays considéré.

Tableau 3: Scolarisation des enfants au Ghana

	<i>n</i>	<i>Actuellement inscrits (%)</i>	<i>Jamais inscrits (%)</i>	<i>Scolarité interrompue (%)</i>	<i>Durée moyenne de la scolarité (pour ceux qui l'ont interrompue)</i>
4-7 ans	1946	50,4	39,6	10,2	1,7
8-9 ans	1169	74,3	21,7	3,9	2,3
10-11 ans	897	75,9	18,7	5,4	2,5
12-13 ans	884	71,4	18,8	10,0	3,4
14-15 ans	704	65,3	21,2	13,6	5,0
16-17 ans	580	47,8	22,6	29,8	6,1
18-19 ans	482	33,2	24,3	42,5	7,3
20-30 ans	1218	10,8	25,2	64,0	8,6
Ensemble des enfants	7880	53,2	20,7	26,2	7,0

Source : Enquête sur le niveau de vie au Ghana, 1987-88 et 1988-89.

scolaire est le plus fort pour les enfants âgés de 4 à 7 ans. De nombreux enfants ne vont pas à l'école, au Ghana, avant l'âge de 7 ou 8 ans.

Le système scolaire ghanéen diffère de celui de la Côte d'Ivoire à plusieurs égards. La durée moyenne de la scolarisation et le pourcentage d'enfants actuellement inscrits dans les écoles sont plus élevés au Ghana. A la différence de ce qui se passe en Côte d'Ivoire, il est très rare qu'une classe soit redoublée au Ghana. En dehors de l'examen de passage dans le secondaire, les élèves passent d'une classe à l'autre, quels que soient les progrès scolaires accomplis, et le niveau atteint ne témoigne pas nécessairement de l'acquisition de compétences.

Les données utilisées dans la présente étude proviennent des deux années de l'Enquête sur le niveau de vie au Ghana, menée par le Service statistique ghanéen en 1987-88 et 1988-89 avec l'aide de la Banque mondiale. Les données relatives à l'Enquête sur le niveau de vie au Ghana, de même que la stratégie adoptée pour le choix de l'échantillon et la collecte des informations, sont décrites dans le document de la Banque mondiale (1993b). Ces enquêtes ont permis de réunir de très nombreuses informations sur la santé, l'éducation, l'emploi et le revenu des membres des ménages. Des données ont aussi été collectées sur les migrations, le travail indépendant, la consommation et l'exploitation agricole. Une femme a été choisie au hasard parmi les femmes de 15 à 50 ans de chaque ménage pour répondre à la section du questionnaire consacrée à la fécondité. Cette section couvrait à la fois une histoire des naissances de cette femme, sa connaissance de la contraception, son recours aux moyens contraceptifs ainsi que les circonstances de la naissance de son dernier enfant. Plus de 3.000 ménages appartenant à 200 grappes choisies au hasard et représentatives de l'ensemble du pays ont été étudiés chaque année. L'enquête de 1988-89 a été complétée par une enquête scolaire portant sur les écoles primaires et moyennes de la moitié des grappes. Celle-ci a permis de réunir des informations sur les établissements scolaires, la qualification des enseignants ainsi que sur les frais annuels de scolarité, ce qui s'est révélé particulièrement utile pour notre étude.

Estimation et résultats

La méthodologie que nous allons utiliser est décrite de façon détaillée dans Montgomery et Kouamé (1993). Les décisions en matière de fécondité et de scolarisation des enfants sont supposées être prises simultanément et être soumises à la même série de variables exogènes. Nous établirons des estimations pour la série suivante d'équations à forme réduite :

$$F = X\beta^1_F + Z\beta^2_F + V\beta^3_F + \mu_F$$

$$S_i = X\beta^1_s + Z\beta^2_s + W_i\beta^3_s + V\beta^3_F + \mu_{si} \text{ pour tous les enfants } i \text{ d'un ménage.}$$

F mesure la fécondité de la femme et S_i le niveau de scolarité de son nième enfant, X, Z et V représentent, respectivement, les caractéristiques de cette femme, de son ménage et de la collectivité à laquelle elle appartient et W_i correspond aux particularités de l'enfant considéré.

La première équation est estimée pour une femme âgée de 15 à 50 ans, choisie dans chaque ménage. La série complète de données, y compris celles d'ordre économique et celles concernant l'emploi et les dépenses, à côté des informations relatives à la composition des ménages, à la fécondité et aux collectivités est disponible pour 4.625 femmes.⁵ Les équations S sont estimées pour tous les enfants vivants, âgés de 5 à 30 ans au moment de l'enquête.^{6 7}

Deux indicateurs de la fécondité seront estimés ici. Le premier, celui du nombre d'enfants nés vivants, permet de mesurer la fécondité cumulée, c'est-à-dire le nombre d'enfants qu'elle a mis au monde au cours de sa vie, y compris ceux qui sont morts peu après leur naissance. Parce qu'il porte sur des femmes de tous âges, cet indicateur ne permet pas de mesurer la fécondité complète d'une femme. Il faut tenir compte de son âge pour déterminer où elle se trouve dans la phase reproductive de sa vie et, de ce fait, les effets des cohortes de naissances ne peuvent être évalués séparément. Le nombre d'enfants nés vivants est une variable non négative discrète. Les estimations effectuées à l'aide de la méthode ordinaire des moindres carrés ne sont pas

5. Sur les 6.328 ménages enquêtés durant les années de 1987-88 et 1988-89 de l'Enquête sur le niveau de vie au Ghana, 25 % (1.582) ne comptaient aucune femme âgée de 15 à 50 ans. En outre, 121 ménages ont dû être exclus en raison d'écarts trop importants et d'une insuffisance des données les concernant.

6. Sur les 4.625 femmes considérées, 964 n'avaient jamais eu d'enfant. L'enquête a recensé la naissance de 14.774 enfants, dont 12.279 étaient encore vivants et 9.517 étaient âgés de 4 à 30 ans au moment où elle a été menée. Les données concernant leur scolarisation n'ont pas pu être établies pour 1.473 enfants, tandis que 164 autres enfants ont dû être exclus des statistiques par manque d'autres informations. L'échantillon tient compte des enfants d'une femme qui ne vivent pas dans son foyer mais non pas de ceux d'une autre femme qui vivent avec elle. L'échantillon ainsi constitué compte 7.880 enfants.

7. Il n'a pas été établi d'équations concernant la scolarisation pour les femmes n'ayant jamais eu d'enfants. Il n'a pas été tenu compte non plus de la scolarisation potentielle des enfants de femmes qui n'ont pas encore eu d'enfants. Pitt et Rosenzweig (1991) se sont intéressés au problème de sélection et au biais potentiel de sélectivité liés à ces deux équations. S'ils ont confirmé l'existence du problème de sélection, ils n'ont trouvé que peu d'indications d'un biais de sélectivité. Nous n'avons effectué ici aucune correction à ce titre.

rationnelles, mais leurs résultats sont faciles à interpréter et ne diffèrent pas notablement de ceux avancés par un modèle de probit ordonné.

Le second indicateur de la fécondité permet de mesurer la fécondité récente et il est égal à 1 si la femme a accouché au cours des cinq dernières années, que l'enfant ait ou non survécu. Là encore, il faut tenir compte de l'âge de la femme pour compenser les variations du taux de natalité au cours de la phase procréative de sa vie. Cet indicateur permet toutefois de mesurer les décisions en matière de fécondité prises par toutes les femmes pendant une période spécifique. Nous rapprocherons les estimations du probit de la variable binaire des estimations du nombre d'enfants nés de la femme en question, obtenues grâce à la méthode ordinaire des moindres carrés.

De même, deux indicateurs de la scolarisation des enfants feront l'objet d'estimations, à savoir : le nombre d'années de scolarité effectué par chaque enfant et une variable binaire reflétant si l'enfant est ou non inscrit au moment de l'enquête. L'échantillon porte sur des enfants de 4 à 30 ans. Comme dans le cas de la fécondité cumulée, on ne peut pas savoir le nombre d'années d'études que les plus jeunes enfants pourront avoir accompli à la fin de leurs études. Il faut faire intervenir l'âge de l'enfant pour pouvoir tenir compte de l'éventualité d'une interruption de sa scolarité. Nous estimerons la scolarisation cumulée à l'aide de la méthode ordinaire des moindres carrés et nous comparerons les résultats obtenus avec ceux des estimations du probit concernant l'inscription scolaire à la date de l'enquête.

Les définitions des variables sont données, dans le Tableau 4, pour l'échantillon des femmes et, dans le Tableau 5, pour celui des enfants. Les variables au niveau du ménage comprennent les dépenses de consommation du ménage, le niveau d'instruction et l'âge de la femme considérée, ainsi que la langue parlée par le chef du ménage (qui sert d'indicateur du groupe ethnique auquel il appartient). Il n'est tenu compte d'aucune donnée afférente au statut matrimonial de la femme ou au nombre d'épouses composant le ménage, car les décisions concernant le mariage sont considérées comme inhérentes à celles concernant la fécondité. Cinq types de lieu de résidence au moment de l'enquête sont envisagés : Accra/Koumassi, Autres zones urbaines, Zone côtière rurale, Zone forestière, Savane. Le coût de la vie et l'accès aux services sociaux varient sensiblement entre ces zones. D'autres spécifications introduisent la disponibilité de scolarisation offertes au niveau de chaque collectivité et des coûts impliqués. L'âge et le sexe sont les caractéristiques retenus au niveau de chaque enfant.

Les dépenses de consommation des ménages sont utilisées comme variable représentative du revenu permanent. Elles couvrent la totalité de leurs dépenses, la valeur locative de leur logement, la valeur d'usage des biens durables ainsi que la valeur marchande de leur production.⁸ Le logarithme des dépenses totales de chaque ménage (en cedis), divisé par le nombre d'adultes (âgés de 16 ans et plus) que compte le ménage, et le carré des dépenses par

8. La variable des dépenses des ménages englobe les dépenses liées à la scolarisation. Il en résulte une corrélation potentielle. Cependant, les dépenses consacrées à la scolarisation ne représentent en moyenne que 0,2 % de l'ensemble des dépenses des ménages. Il serait en outre inapproprié d'exclure les frais de scolarisation puisque les dépenses des ménages servent à mesurer le niveau de ressources dont ceux-ci disposent.

**Tableau 4. Moyennes et écarts types des variables :
échantillon des femmes**

Variable	Ensemble des femmes n = 4.625		Femmes des zones rurales n = 3.054		Femmes des zones urbaines n = 1.571	
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type
Variabes dépendantes						
ENFANTS NES VIVANTS	3,203	2,818	3,424	2,905	2,773	2,589
NAISSANCE, 5 DERNIERES ANNÉES	0,621	0,485	0,660	0,474	0,545	0,498
Scolarisation de la femme						
AUCUNE	0,433	0,495	0,504	0,500	0,295	0,456
ECOLE PRIMAIRE	0,160	0,367	0,167	0,373	0,148	0,355
ECOLE MOYENNE	0,357	0,479	0,309	0,462	0,451	0,498
ECOLE SECONDAIRE	0,050	0,217	0,020	0,141	0,106	0,308
Log(DEPENSES)*	11,599	0,267	11,549	0,268	11,695	0,236
Log(DEP.) AU CARRE	135,099	6,123	133,920	6,131	137,392	5,417
ANNEE 1	0,508	0,500	0,487	0,500	0,549	0,498
ANNEE 2	0,492	0,500	0,514	0,500	0,451	0,498
Lieu de résidence actuel						
ACCRA/KOUMASSI	0,101	0,302	--	--	0,298	0,457
AUTRES ZONES URBAINES	0,238	0,426	--	--	0,702	0,457
ZONE COTIERE RURALE	0,151	0,358	0,228	0,420	--	--
ZONE FORESTIERE RURALE	0,321	0,467	0,486	0,500	--	--
SAVANE RURALE	0,189	0,391	0,286	0,452	--	--
Langue du chef du ménage						
AKAN	0,486	0,500	0,498	0,500	0,463	0,499
EWE	0,159	0,366	0,154	0,361	0,169	0,375
GA	0,075	0,263	0,049	0,216	0,125	0,331
DAGBANI	0,033	0,178	0,036	0,186	0,027	0,161
HAOUSSA	0,021	0,143	0,005	0,070	0,052	0,222
NZEMA	0,011	0,102	0,010	0,102	0,011	0,103
AUTRE	0,215	0,411	0,247	0,431	0,153	0,360
Age de la femme						
15-19 ans	0,166	0,372	0,174	0,379	0,150	0,357
20-24 ans	0,198	0,398	0,200	0,400	0,193	0,395
25-29 ans	0,197	0,398	0,193	0,395	0,205	0,404
30-34 ans	0,165	0,371	0,155	0,362	0,184	0,388
35-39 ans	0,114	0,317	0,107	0,309	0,126	0,332
40-44 ans	0,078	0,268	0,079	0,269	0,076	0,265
45-50 ans	0,084	0,278	0,093	0,290	0,066	0,249

* La variable utilisée dans l'estimation est le logarithme des dépenses des ménages par adulte. Le niveau moyen des dépenses totales des ménages est de 313.600 cedis, soit environ 1.363 dollars.

**Tableau 5. Moyennes et écarts types des variables :
échantillon des enfants**

Variable	Ensemble des enfants n = 7.880		Enfants des zones rurales n = 5.384		Enfants des zones urbaines n = 2.496	
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type
Variabes dépendantes						
ANNEES D'ETUDES ACCOMPLIES	3,373	3,958	3,124	3,868	3,910	4,095
INSCRIPTION DANS UNE ECOLE	0,532	0,499	0,483	0,500	0,638	0,481
Scolarisation de la mère						
AUCUNE	0,569	0,495	0,627	0,484	0,443	0,497
ECOLE PRIMAIRE	0,142	0,349	0,140	0,347	0,146	0,353
ECOLE MOYENNE	0,261	0,439	0,218	0,413	0,353	0,478
ECOLE SECONDAIRE	0,029	0,167	0,015	0,121	0,058	0,234
Log(DEPENSES)*	11,606	0,264	11,569	0,263	11,686	0,249
Log(DEP.) AU CARRE	135,269	6,034	134,379	5,971	137,189	5,716
ANNEE 1	0,498	0,500	0,482	0,500	0,534	0,499
ANNEE 2	0,502	0,500	0,518	0,500	0,466	0,499
Lieu de résidence actuel						
ACCRA/KOUMASSI	0,081	0,274	--	--	0,257	0,437
AUTRE ZONE URBAINE	0,235	0,424	--	--	0,743	0,437
ZONE COTIERE RURALE	0,147	0,355	0,216	0,411	--	--
ZONE FORESTIERE RURALE	0,349	0,477	0,511	0,500	--	--
SAVANE RURALE	0,187	0,390	0,273	0,446	--	--
Langue du chef du ménage						
AKAN	0,483	0,500	0,508	0,500	0,428	0,495
EWE	0,160	0,367	0,512	0,359	0,178	0,383
GA	0,063	0,244	0,039	0,194	0,115	0,320
DAGBANI	0,030	0,170	0,030	0,171	0,028	0,166
HAOUSSA	0,030	0,170	0,008	0,088	0,077	0,267
NZEMA	0,011	0,103	0,011	0,106	0,010	0,098
AUTRE	0,224	0,417	0,252	0,434	0,163	0,369
Age et sexe de l'enfant						
SEXE FEMININ	0,479	0,500	0,473	0,499	0,492	0,500
SEXE MASCULIN	0,521	0,500	0,527	0,499	0,508	0,500
5-7 ANS	0,247	0,431	0,249	0,433	0,242	0,428
8-9 ANS	0,148	0,355	0,149	0,356	0,147	0,355
10-11 ANS	0,114	0,318	0,111	0,314	0,121	0,326
12-13 ANS	0,112	0,317	0,112	0,316	0,112	0,316
14-15 ANS	0,089	0,285	0,086	0,280	0,097	0,297
16-17 ANS	0,074	0,261	0,075	0,263	0,071	0,256
18-19 ANS	0,061	0,240	0,059	0,235	0,067	0,250
20-30 ANS	0,155	0,362	0,160	0,367	0,143	0,350

* La variable utilisée dans l'estimation est le logarithme des dépenses des ménages par adulte. Le niveau moyen des dépenses totales des ménages et de 313.600 cedis, soit environ 1.363 dollars.

adulte sont utilisés comme variables explicatives.⁹ Il n'existe pas d'indicateur purement exogène du revenu permanent. En raison du caractère endogène de la consommation, les dépenses des ménages et leur carré sont estimés sur la base de la scolarité accomplie par le chef du ménage et de la catégorie professionnelle à laquelle il appartient. Les estimations présentées ci-après utilisent la prédiction des dépenses de consommation par adulte.

Il est souvent fait observer que les décisions des ménages varient notablement selon qu'ils habitent en zone urbaine ou en zone rurale. La validité de cette remarque a été confirmée, dans le cas du Ghana, pour les décisions en matière de recours à la contraception et de fécondité (Oliver, 1994) et, dans celui de la Côte d'Ivoire, par Montgomery et Kouamé (1993) dans leur analyse de l'arbitrage entre qualité et quantité. C'est pourquoi, après avoir présenté les estimations concernant l'ensemble de l'échantillon, nous estimerons séparément les sous-échantillons urbains et ruraux. Des tests seront effectués pour déceler des différences significatives sur le plan statistique. Les Tableaux 4 et 5 indiquent en outre les moyennes et les écarts types pour les sous-échantillons urbains et ruraux.

Résultats de base

Les résultats des estimations relatives à l'ensemble de l'échantillon des femmes et de leurs enfants sont présentés dans le Tableau 6. Le niveau de scolarité atteint par la femme a un impact important à la fois sur sa fécondité et la scolarisation de ses enfants. On estime que les femmes ayant fréquenté l'école secondaire ont 1,1 enfant de moins que les femmes qui n'ont jamais été scolarisées et que leurs enfants vont à l'école 0,9 an de plus que ceux dont les mères n'y sont jamais allées. Ce sont des différences importantes par rapport aux moyennes de l'échantillon de 3,2 enfants et de 3,4 années d'école. L'impact de la fréquentation de l'école moyenne par la mère est juste inférieur de moitié à celui de la fréquentation de l'école secondaire sur l'estimation de la fécondité cumulée. Son effet relatif est plus faible sur la scolarisation cumulée, mais presque identique sur l'inscription dans une école au moment de l'enquête. La fréquentation de l'école primaire a, quant à elle, un impact beaucoup plus faible sur la fécondité cumulée mais n'a pas d'effet notable sur la fécondité au moment de l'enquête. Les enfants dont les mères ont fréquenté l'école primaire ont beaucoup plus de chances d'être inscrits dans un établissement scolaire, mais on n'observe pas de différence importante pour la scolarisation cumulée entre les enfants dont les mères ont effectué quelques années d'école primaire et ceux dont les mères n'ont jamais été scolarisées.

Les dépenses annuelles prévues des ménages, par adulte, et leur carré ont une forte incidence tant sur la fécondité cumulée que sur la fécondité au moment de l'enquête. Leur impact estimé sur la fécondité cumulée est positif, sauf pour les ménages entrant dans les trois déciles supérieurs de dépenses. Il est aussi positif sur la fécondité au moment de l'enquête, si ce n'est dans le cas des ménages qui, par leur niveau de dépenses, font partie des 15% des ménages les plus aisés.

9. Dans l'Enquête sur le niveau de vie au Ghana, un ménage est défini comme comprenant « toutes les personnes ayant vécu et pris leurs repas normalement ensemble, dans le même logement, pendant au moins trois des douze derniers mois ».

Tableau 6. Modèles de la fécondité et de la scolarisation cumulées et au moment de l'enquête : résultats de base, ensemble de l'échantillon

Variable	Femmes				Enfants			
	Enfants nés vivants MOMC ^a		Naissance 5 dernières années Probit		Années de scolarité MOMC ^a		Scolarisation en cours Probit	
	β	t	β	t	β	t	β	t
Scolarisation de la femme								
ECOLE PRIMAIRE	-0,139	-2,055	-0,096	-1,361	-0,086	-0,633	0,100	1,732
ECOLE MOYENNE	-0,498	-8,948	-0,178	-2,909	0,248	1,995	0,366	6,817
ECOLE SECONDAIRE	-1,083	-9,788	-0,662	-5,372	0,915	2,859	0,512	3,090
Log(DEPENSES)	28,938	3,569	42,988	4,888	49,820	3,085	26,724	3,769
Log(DEP.) AU CARRE	-1,233	-3,529	-1,807	-4,771	-1,934	-2,839	-1,047	-3,508
ANNEE 1	0,513	3,711	0,868	5,782	1,952	4,786	1,138	6,037
Lieu de résidence actuel								
ACCRA/KOUMASSI	-0,415	-3,694	-0,868	-7,500	-0,814	-2,135	-0,299	-1,548
AUTRES ZONES URBAINES	-0,267	-2,721	-0,606	-6,052	-0,195	-0,674	-0,137	-0,936
ZONE COTIERE RURALE	0,024	0,249	-0,451	-4,287	-1,282	-3,493	-0,571	-3,252
ZONE FORESTIERE RURALE	0,100	1,073	-0,365	-3,810	-0,595	-1,854	-0,478	-3,111
Langue du chef de ménage								
EWE	-0,194	-2,988	0,024	0,361	-0,439	-2,312	-0,257	-3,587
GA	-0,296	-3,555	0,113	1,177	-0,281	-1,625	-0,330	-3,887
DAGBANI	-0,344	-2,809	0,139	0,966	-3,008	-7,978	-1,359	-6,198
HAOUSSA	0,278	1,494	-0,037	-0,250	-0,126	-0,402	0,141	0,964
NZEMA	-0,104	-0,638	-0,155	-0,722	-0,381	-1,304	-0,262	-0,949
AUTRE	0,065	0,917	0,354	4,636	-0,661	-3,495	-0,177	-2,109
Age de la femme								
20-24 ANS	1,046	12,892	1,275	12,547				
25-29 ANS	2,287	19,917	1,533	11,742				
30-34 ANS	3,628	27,511	1,351	9,624				
35-39 ANS	4,736	35,633	1,049	8,452				
40-44 ANS	5,963	42,460	0,588	5,754				
45-50 ANS	6,650	43,967	0,235	2,253				
Age et sexe de l'enfant								
SEXE MASCULIN					1,077	12,851	0,348	9,443
8-9 ANS					0,531	5,756	0,700	13,832
10-11 ANS					1,471	14,074	0,837	13,630
12-13 ANS					2,438	16,631	0,669	9,810
14-15 ANS					3,872	19,881	0,965	8,664
16-17 ANS					5,287	20,427	0,521	4,505
18-19 ANS					5,973	20,140	0,130	1,128
20-30 ANS					6,511	22,847	-0,751	-7,482
Constante	-168,590	-3,592	-255,103	-5,009	-316,576	-3,317	-169,163	-4,024
R ²		0,654		0,258		0,351		0,261
Vraisemblance				-2321,55				-4024,69
n		4625		4625		7880		7880

^a MOMC : méthode ordinaire des moindres carrés.

¹ Catégories exclues : aucune scolarisation, résidence dans la savane, langue Akan, femmes âgées de 15 à 19 ans, enfants âgés de 5 à 7 ans, enfants de sexe féminin.

La relation entre le niveau des dépenses et la scolarisation de l'enfant n'est pas non plus directe. Les coefficients se rapportant aux dépenses et à leur carré sont significatifs dans les estimations aussi bien de la scolarisation cumulée que de la scolarisation au moment de l'enquête. L'impact global est positif pour tous les ménages et pour les deux variables dépendantes.

La fécondité comme la scolarisation des enfants varient notablement en fonction du lieu de résidence au moment de l'enquête. Les groupes de référence sont les femmes et les enfants en zone savane rurale. Les femmes vivant à Accra/Koumassi et celles des autres zones urbaines ont un nombre attendu d'enfants inférieur, respectivement, de 0,4 et de 0,3 à celui des femmes habitant la savane. Aucune différence n'est escomptée entre les trois zones rurales. La fécondité récente de l'ensemble des femmes habitant dans les zones urbaines, semi-urbaines, côtières et forestières est sensiblement plus faible que celle des femmes vivant dans la savane.

Le niveau de scolarisation attendu est plus faible pour les enfants d'Accra/Koumassi que pour ceux de la savane. Il est aussi moins élevé dans les régions forestières et côtières. Ce schéma se retrouve pour les coefficients estimés relatifs à l'inscription scolaire à la date de l'enquête.

L'Akan, langue exclue du Tableau 6, est parlé par près de la moitié des personnes couvertes par l'échantillon. La fécondité cumulée est plus faible pour tous les autres groupes ethniques sauf un : le nombre attendu d'enfants nés vivants par les femmes Haoussas dépasse en effet de 0,3 celui attendu pour les femmes du groupe Akan. Les coefficients attendus pour les variables relatives aux groupes de langue dans l'équation concernant la fécondité au moment de l'enquête sont négligeables. Il semble que les femmes de tous les groupes aient leurs enfants à peu près au même rythme; les femmes Haoussas continuent d'avoir des enfants plus longtemps que les femmes des autres groupes et ont, de ce fait, une fécondité cumulée plus élevée. Lorsqu'on introduit des termes d'interaction entre les femmes Haoussas et les catégories d'âge, le coefficient n'est plus significatif pour le groupe ethnique Haoussa en tant que tel, mais pour les femmes Haoussas âgées de 40 à 44 ans et de plus de 44 ans.

Les estimations de la scolarisation des enfants font apparaître des différences frappantes entre les groupes de langue. Les enfants Dagbanis ont une scolarisation attendue inférieure de 3,0 ans à celle des enfants Akans, ce qui constitue un écart important pour une variable dont la moyenne est de 3,4 ans. Les enfants de langue Ewé et Ga ont une scolarisation attendue inférieure, respectivement, de 0,4 et 0,3 an. Il en va de même des estimations de l'état des inscriptions scolaires au moment de l'enquête, les enfants de tous les ménages parlant une langue autre que l'Akan ayant moins de chances d'être inscrits dans une école.

Les garçons ont une scolarisation attendue supérieure de 1,1 an à celle des filles et ont davantage de chances de fréquenter une école au moment de l'enquête. La scolarisation cumulée attendue augmente de moins en moins vite à mesure que l'enfant vieillit, ce qui n'a rien de surprenant. Le nombre attendu d'enfants inscrits dans les écoles au moment de l'enquête augmente jusqu'à l'âge de 15 ans avant de fléchir par la suite.

Les estimations présentées dans le Tableau 6 suggèrent l'existence d'un arbitrage entre la qualité et la quantité. Cela est particulièrement le cas des variables relatives à la scolarisation des femmes qui ont un fort impact positif sur la scolarisation des enfants et un fort impact négatif sur la fécondité. Les dépenses des ménages ont une incidence attendue positive sur la scolarisation, pour l'ensemble des ménages, et un impact négatif sur la fécondité des ménages les plus aisés. Cette relation négative entre la fécondité et le niveau de dépenses, dans le cas des ménages aisés,

n'apparaissait pas dans l'analyse de la Côte d'Ivoire. Jusqu'à présent, on peut dire seulement que certains des résultats sont cohérents avec l'existence d'un arbitrage mais que les preuves ne sont pas flagrantes.

Résultats de base pour les échantillons urbains et ruraux

Les résultats présentés plus haut permettent de comprendre les fondements de la relation entre les variables indépendantes, d'une part, et la fécondité et la scolarisation des enfants, d'autre part. Toutefois, les tests-F indiquent que l'on peut rejeter, pour les quatre variables dépendantes au niveau de 1 %, l'hypothèse d'une similitude des relations estimées pour les femmes des zones urbaines et celles des zones rurales. Les Tableaux 7 et 8 présentent les résultats des estimations, pour la même série de variables, pour les femmes des zones rurales et pour celles des zones urbaines, respectivement.

La fréquentation de l'école primaire n'a aucune incidence notable sur la fécondité des femmes des zones rurales. L'impact attendu de la fréquentation de l'école moyenne sur la fécondité cumulée est de -0,4 pour les femmes de ces zones et de -0,6 pour les femmes des zones urbaines. L'impact de la fréquentation de l'école secondaire est du même ordre pour les deux sous-échantillons : -1,2 et -1,1 pour les femmes des campagnes et celles des villes, respectivement.

L'effet attendu de la scolarisation des femmes au niveau de l'école secondaire sur la scolarisation de leurs enfants est beaucoup plus marqué dans les zones rurales (1,6) que dans les zones urbaines (0,5). La fréquentation de l'école primaire n'a aucune incidence notable sur la scolarisation cumulée des enfants de l'un ou l'autre de ces groupes de femmes. Tous les niveaux de scolarisation augmentent de façon statistiquement significative la probabilité que les enfants soient inscrits dans une école au moment de l'enquête, dans les zones rurales; seule la fréquentation de l'école moyenne par la mère a un impact notable sur la scolarisation des enfants des zones urbaines.

Le niveau des dépenses des ménages a un effet attendu négatif sur la fécondité cumulée pour toutes les femmes des deux sous-échantillons. Son impact attendu sur la fécondité récente est positif pour tous les ménages à l'exception des plus aisés. Le niveau attendu de la scolarisation cumulée et de la scolarisation en cours augmente avec le niveau de dépenses des ménages pour les enfants des zones rurales et urbaines. La différence attendue pour la scolarisation cumulée entre les ménages les plus riches et les plus pauvres est de 4,4 ans, dans les zones rurales, et de 3,3 ans, dans les zones urbaines. La différence entre les sexes est plus importantes dans les campagnes : les garçons y ont une scolarité cumulée attendue supérieure de 0,8 an à celle des filles. Les régressions observées dans les zones rurales et urbaines confirment l'existence d'un arbitrage entre la scolarisation des enfants et la fécondité, que corroborent les coefficients relatifs à la scolarisation des femmes et aux dépenses des ménages.

Les résultats des estimations du probit sont plus faciles à interpréter dans le Tableau 9. Les probabilités moyennes attendues sont calculées, pour chaque type de scolarisation, de lieu de résidence et de langue parlée par le chef du ménage, sur la base des résultats obtenus en matière de fécondité récente et de scolarisation en cours pour les sous-échantillons ruraux et urbains.

Tableau 7. Modèles de la fécondité et de la scolarisation cumulées et au moment de l'enquête : résultats de base, échantillon rural

Variable	Femmes				Enfants			
	Enfants nés vivants MOMC [*]		Naissance cinq dernières années Probit		Années de scolarité MOMC [*]		Scolarisation en cours Probit	
	β	t	β	t	β	t	β	t
Scolarisation de la femme								
ECOLE PRIMAIRE	-0,112	-1,378	-0,055	-0,635	-0,170	-1,208	0,168	2,247
ECOLE MOYENNE	-0,429	-6,306	-0,144	-1,878	0,108	0,757	0,329	4,752
ECOLE SECONDAIRE	-1,167	-6,806	-0,856	-3,917	1,622	3,328	0,578	1,790
Log(DEPENSES)	47,257	3,988	50,909	3,914	25,882	1,545	14,227	1,630
Log(DEP.) AU CARRE	-1,990	-3,893	-2,138	-3,806	-0,986	-11,398	-0,506	-1,374
ANNEE 1	0,920	4,776	0,999	4,756	0,573	1,270	0,869	3,532
Lieu de résidence actuel								
ZONE COTIERE RURALE	-0,274	-2,495	-0,608	-4,962	-0,784	-2,194	-0,620	-2,806
ZONE FORESTIERE RURALE	-0,219	-2,023	-0,497	-4,403	-0,168	-0,505	-0,617	-3,122
Langue du chef de ménage								
EWE	-0,234	-2,880	0,116	1,309	-0,323	-1,671	-0,254	-2,470
GA	-0,311	-2,548	0,179	1,229	-0,412	-1,781	-0,462	-3,310
DAGBANI	-0,444	-2,969	0,035	0,190	-2,102	-7,672	-1,479	-4,713
HAOUSSA	-0,175	-0,309	-0,589	-1,679	-0,102	-0,167	0,213	0,715
NZEMA	-0,118	-0,617	0,042	0,156	0,232	0,841	-0,222	-0,684
AUTRE	0,058	0,654	0,336	3,477	-0,691	-3,317	-0,355	-2,946
Age de la femme								
20-24 ANS	0,910	8,817	1,288	9,877				
25-29 ANS	2,087	14,099	1,397	8,219				
30-34 ANS	3,532	20,853	1,127	6,200				
35-39 ANS	4,819	28,544	1,023	6,339				
40-44 ANS	6,108	35,983	0,628	4,939				
45-50 ANS	6,892	38,552	0,187	1,452				
Age et sexe de l'enfant								
SEXE MASCULIN					0,818	8,808	0,309	6,406
8-9 ANS					0,505	4,719	0,764	12,294
10-11 ANS					1,352	10,781	0,931	12,032
12-13 ANS					2,245	13,835	0,832	10,088
14-15 ANS					3,450	14,627	0,862	8,315
16-17 ANS					4,641	14,037	0,652	4,319
18-19 ANS					5,194	13,701	0,309	2,087
20-30 ANS					5,543	15,482	-0,503	-3,702
Constante	-278,650	-4,067	-302,228	-4,022	-166,326	-1,674	-97,121	-1,880
R ²		0,677		0,261		0,312		0,197
Vraisemblance				-1487,48				-2998,06
n		3054		3054		5384		5384

* MOMC : méthode ordinaire des moindres carrés.

¹ Catégories exclues : aucune scolarisation, résidence dans la savane, langue Akan, femmes âgées de 15 à 19 ans, enfants âgés de 5 à 7 ans, enfants de sexe féminin.

Tableau 8. Modèles de la fécondité et de la scolarisation cumulées et au moment de l'enquête: résultats de base, échantillon des zones urbaines

Variable	Femmes				Enfants			
	Enfants nés vivants MOMC*		Naissance cinq dernières années Probit		Années de scolarité MOMC*		Scolarisation en cours Probit	
	β	t	β	t	β	t	β	t
Scolarisation de la femme								
ECOLE PRIMAIRE	-0,258	-2,109	-0,231	-1,809	0,051	0,230	0,003	0,027
ECOLE MOYENNE	-0,603	-6,287	-0,251	-2,428	0,213	1,512	0,426	4,025
ECOLE SECONDAIRE	-1,066	-7,360	-0,623	-3,885	0,544	1,564	0,161	0,731
Log(DEPENSES)	11,718	1,078	34,128	2,829	15,148	0,739	30,845	2,415
Log(DEP.) AU CARRE	-0,549	-1,172	-1,442	-2,784	-0,543	-0,630	-1,204	-2,246
ANNEE 1	0,003	0,013	0,727	3,283	-0,053	-0,102	1,531	5,029
Lieu de résidence actuel								
AUTRES ZONES URBAINES	0,203	2,481	0,289	3,243	0,264	1,344	0,330	2,239
Langue du chef de ménage								
EWE	-0,118	-1,093	-0,128	-1,231	-0,468	-2,536	-0,349	-2,860
GA	-0,117	-1,066	0,073	0,547	-0,263	-1,472	0,071	-0,494
DAGBANI	-0,280	-1,203	0,276	1,189	-1,624	-2,420	-1,070	-3,841
HAOUSSA	0,268	1,333	0,005	0,030	-0,183	-0,618	0,292	1,808
NZEMA	0,045	0,158	-0,486	-1,388	-1,076	-2,946	-0,814	-2,622
AUTRE	0,105	0,881	0,409	3,231	-0,444	-1,861	0,153	1,197
Age de la femme								
20-24 ANS	1,201	9,464	1,278	7,477				
25-29 ANS	2,617	14,751	1,801	8,527				
30-34 ANS	3,815	18,360	1,743	7,599				
35-39 ANS	4,616	21,887	1,167	5,708				
40-44 ANS	5,600	22,482	0,523	2,862				
45-50 ANS	5,988	21,214	0,376	1,958				
Age et sexe de l'enfant								
SEXE MASCULIN					0,654	5,525	0,221	2,988
8-9 ANS					0,813	5,127	0,830	8,907
10-11 ANS					1,816	10,190	0,904	9,044
12-13 ANS					3,027	11,622	0,641	5,209
14-15 ANS					4,242	12,410	0,696	5,430
16-17 ANS					5,283	12,336	0,655	3,228
18-19 ANS					6,162	13,948	0,095	0,501
20-30 ANS					7,251	15,427	-0,792	-4,989
Constante	-61,487	-0,976	-202,559	-2,888	-101,817	-0,838	-196,373	-2,587
R ²		0,606		0,253		0,358		0,210
Vraisemblance				-813,242				-1244,34
n		1571		1571		2496		2496

* MOMC : méthode ordinaire des moindres carrés.

¹ Catégories exclues : aucune scolarisation, toutes les zones à l'exception des autres zones urbaines, langue Akan, femmes âgées de 15 à 19 ans, enfants âgés de 5 à 7 ans, enfants de sexe féminin.

Tableau 9. Probabilités attendues sur la base de la fécondité récente et de la scolarisation en cours : échantillons urbains et ruraux

	Zones rurales		Zones urbaines	
	Naissance 5 dernières années	Scolarisation en cours	Naissance 5 dernières années	Scolarisation en cours
Scolarisation de la femme				
AUCUNE	0,676	0,448	0,608	0,593
ECOLE PRIMAIRE	0,661*	0,500	0,539	0,594*
ECOLE MOYENNE	0,636	0,549	0,533	0,708
ECOLE SECONDAIRE	0,416	0,623	0,417	0,639*
Lieu de résidence actuel				
ACCRA/KOUMASSI	--	--	0,482	0,564
AUTRES ZONES URBAINES	--	--	0,570	0,653
ZONE COTIERE RURALE	0,752	0,609	--	--
ZONE FORESTIERE RURALE	0,589	0,438	--	--
SAVANE RURALE	0,622	0,439	--	--
Langue du chef de ménage				
AKAN	0,626	0,538	0,528	0,649
EWE	0,659*	0,458	0,488*	0,555
GA	0,676*	0,394	0,550*	0,631*
DAGBANI	0,636*	0,138	0,611*	0,347
HAOUSSA	0,444*	0,602*	0,530*	0,721
NZEMA	0,638*	0,468*	0,377*	0,420
AUTRE	0,717	0,427	0,649	0,688*
Sexe de l'enfant				
FEMININ	--	0,431	--	0,604
MASCULIN	--	0,524	--	0,663

Notes : Les probabilités attendues sont calculées sur la base des régressions de la fécondité et de la scolarisation au moment de l'enquête, qui sont présentées dans les Tableaux 7 et 8, et la formule : $\hat{p} = (1/N) \sum_{i=1}^N \Phi(\sum_{j=1}^k x_{ij} \beta_j + \beta_k)$, k représentant la composante covariante en question. Les valeurs attendues sont calculées pour toutes les femmes de chaque sous-échantillon comme si elles appartenaient toutes, tour à tour, à chacune des catégories considérées et la moyenne est ensuite calculée sur l'ensemble des femmes.

* La différence par rapport à la catégorie omise n'est pas statistiquement significative.

Estimations tenant compte du prix de la scolarisation

Les résultats de base confirment, jusqu'à un certain point, l'existence d'un arbitrage entre la qualité et la quantité. Pour pousser plus loin l'analyse, des indicateurs spécifiques du coût de la scolarisation ont été inclus dans les estimations présentées dans le Tableau 10. Le premier indicateur est une variable binaire témoignant de la présence d'une école primaire dans la collectivité, le deuxième est le montant annuel moyen des frais de scolarité appliqués par les écoles primaires de la collectivité aux élèves de troisième année, et le troisième est une variable binaire représentative de la disponibilité ou non de manuels scolaires dans l'école primaire locale. Ces données n'ont été collectées que pour un sous-échantillon des grappes appartenant aux zones rurales. L'indicateur du montant annuel moyen des frais de scolarité n'est pas le même que celui utilisé dans l'analyse de Montgomery et Kouamé. Ces derniers ont en effet estimé le coût de la scolarisation à partir des dépenses du ménage par enfant. Dans la présente analyse, nous nous sommes fondés sur le montant effectif des frais de scolarité perçus par les écoles, tel qu'il ressort de l'enquête sur les établissements scolaires.

Tableau 10. Modèles de la fécondité et de la scolarisation cumulées et au moment de l'enquête, compte tenu du prix de la scolarisation, échantillon rural

Variable	Femmes				Enfants			
	Enfants nés vivants MOMC ^a		Naissance cinq dernières années Probit		Années de scolarité MOMC ^a		Scolarisation en cours Probit	
	β	t	β	t	β	t	β	t
Scolarisation de la femme								
ANNEES	-0,060	-3,728	-0,036	-2,211	-0,032	-0,563	0,041	2,858
Log(DEPENSES)	73,298	3,026	83,994	3,915	90,292	1,558	42,967	2,880
Log(DEP.) AU CARRE	-3,108	-2,980	-3,547	-3,852	-3,648	1,524	-1,739	-2,791
Prix de la scolarisation								
ECOLE PRIMAIRE	-0,033	-0,200	-0,076	-0,432	-0,208	-0,459	-0,061	-0,459
FRAIS ANNUELS DE SCOLARITE	0,004	3,546	0,004	3,230	0,004	1,558	0,002	2,523
MANUELS SCOLAIRES	-0,157	-0,411	-0,047	-0,057	2,749	3,371	1,665	2,781
Lieu de résidence actuel								
ZONE COTIERE RURALE	-0,289	-0,951	-0,897	-3,217	-2,259	-1,696	-1,068	-3,349
ZONE FORESTIERE RURALE	-0,345	-1,240	-0,654	-1,989	-0,877	-0,688	-0,635	-2,161
Langue du chef de ménage								
EWE	-0,269	-1,089	0,229	0,892	-0,753	-1,191	-0,190	-1,233
GA	-0,878	-2,417	-0,359	-1,042	-0,249	-0,215	-0,541	-1,840
DAGBANI	0,098	0,218	0,806	0,861	--	--	--	--
HAOUSSA	-2,035	-1,556	-1,574	-2,043	0,141	0,089	-0,342	-0,536
NZEMA	0,723	2,805	0,903	2,956	-0,179	-0,273	0,003	0,015
AUTRE								
Age de la femme								
20-24 ANS	1,016	4,402	1,642	5,400				
25-29 ANS	2,054	5,377	1,376	3,326				
30-34 ANS	3,638	8,128	1,218	2,823				
35-39 ANS	4,766	10,661	1,194	3,620				
40-44 ANS	6,095	14,381	0,679	2,729				
45-50 ANS	6,632	14,690	0,264	0,920				
Age et sexe de l'enfant								
SEXE MASCULIN					1,436	4,649	0,228	2,452
8-9 ANS					0,826	2,565	0,876	6,220
10-11 ANS					1,565	4,235	0,927	5,786
12-13 ANS					1,449	4,321	0,529	3,465
14-15 ANS					2,855	4,965	0,678	3,602
16-17 ANS					3,800	4,179	0,676	2,450
18-19 ANS					3,741	4,032	-0,065	-0,211
20-30 ANS					4,097	4,970	-0,566	-2,217
Constante	-430,318	-3,067	-496,219	-3,980	-557,264	-1,592	-265,96	-2,980
R ²		0,645		0,299		0,193		0,254
Vraisemblance				-262,10				-522,99
n		592		592		1012		1012

^a MOMC : méthode ordinaire des moindres carrés.

¹ Catégories exclues: aucune scolarisation, résidence dans la savane, langue Akan, femmes âgées de 15 à 19 ans, enfants âgés de 5 à 7 ans, enfants de sexe féminin.

Si les décisions en matière de fécondité et de scolarisation font l'objet d'un arbitrage qualité-quantité, on devrait observer une corrélation positive entre le prix de la scolarité et la fécondité et une corrélation négative entre ce prix et la scolarisation; la présence d'une école devrait faire baisser la fécondité et augmenter la scolarisation, et la qualité de l'éducation devrait s'accompagner d'une baisse de fécondité et d'une plus forte scolarisation.

L'hypothèse d'une relation entre la qualité et la quantité est en partie confirmée par les estimations. Le montant annuel des frais de scolarité a un impact positif et significatif non seulement sur la fécondité cumulée et la fécondité récente, mais aussi sur la scolarisation. La qualité de l'éducation n'a aucun effet attendu notable sur la fécondité, mais un effet positif et significatif sur la scolarisation des enfants.

Conclusion

L'action des pouvoirs publics en Afrique subsaharienne a souvent pour objectif d'améliorer la qualité des enfants en favorisant leur scolarisation et une baisse de la fécondité. L'objet de la présente étude était d'examiner l'interaction possible entre les décisions des ménages concernant la fécondité et celles concernant la scolarisation des enfants, suggérée par l'hypothèse de l'existence d'un arbitrage entre la qualité et la quantité. Les résultats empiriques de nos recherches confirment, jusqu'à un certain point, l'existence de cet arbitrage derrière les décisions en matière de fécondité et de scolarisation au Ghana.

Le résultat le plus frappant est le fort impact statistiquement significatif que la scolarisation de la mère a, à la fois, sur sa fécondité et sur la scolarisation de ses enfants. Les femmes ayant fréquenté l'école secondaire ont 1,1 enfant de moins que celles n'ayant jamais été scolarisées et leurs enfants ont 0,9 année de scolarisation de plus que ceux des femmes n'ayant jamais été à l'école. On peut s'attendre que la scolarisation croissante des femmes entraîne une plus forte scolarisation des enfants et une baisse de fécondité. En dehors des signes contraires observés pour la scolarisation de la mère et son lieu actuel de résidence, les preuves de l'existence d'un arbitrage qualité-quantité sont limitées.

De légères différences sont observées entre les zones urbaines et rurales pour l'impact attendu de la scolarisation des femmes. L'existence d'une école primaire n'a pas d'incidence notable sur la fécondité ou la scolarisation des enfants dans les zones rurales. Cela peut tenir à un manque de variation dû au fait que les écoles primaires sont largement répandues. La fréquentation de l'école secondaire par la mère a, par contre, un impact attendu beaucoup plus fort sur la scolarisation des enfants dans les zones rurales. La différence entre les sexes en matière de scolarisation est aussi légèrement plus marquée dans ces zones.

La variable du prix de la scolarisation a un impact statistiquement significatif, mais de faible ampleur, sur la fécondité. Une diminution des frais annuels moyens de scolarité de 10 % réduit le nombre attendu d'enfants nés vivants de 0,06 seulement. L'incidence des frais annuels de scolarité sur la scolarisation des enfants est aussi positive. Cela peut tenir au fait que les frais de scolarité sont plus élevés dans les collectivités où la demande de scolarisation est plus forte. La présence d'une école primaire n'a pas d'effet notable sur la fécondité ou la scolarisation. La qualité des écoles locales a, par contre, un effet positif et statistiquement significatif sur la scolarisation.

Dans leur analyse de la Côte d'Ivoire, Montgomery et Kouamé ont constaté d'importantes différences entre les zones urbaines et rurales qui n'apparaissent pas au Ghana. Ils ont aussi affirmé avec quelques réserves que rien ne donnait à penser qu'un accroissement des coûts de la scolarisation aurait des effets significatifs sur la fécondité. Si l'impact attendu au Ghana est statistiquement significatif, il n'en est pas moins faible.

Les implications pour l'action des pouvoirs publics sont doubles. D'une part, la scolarisation des femmes peut constituer un moyen efficace de réduire la fécondité à l'avenir et d'augmenter la scolarisation des générations futures. D'autre part, même si un arbitrage semble intervenir entre le nombre d'enfants et leur scolarisation, un accroissement du coût de la scolarisation ne devrait pas provoquer un net accroissement de la fécondité. En fait, une modification du coût de la scolarisation n'aurait pas d'incidence notable sur la fécondité.

Références

*Fécondité et scolarisation des enfants au Ghana:
Preuve de l'existence d'un arbitrage
entre la qualité et le nombre d'enfants*

- Ainsworth, M. 1992. "Economic Aspects of Child Fostering in Côte d'Ivoire." *Living Standards Measurement Study Working Paper*, No. 92. Washington: World Bank.
- Ainsworth, M., 1990. "Socioeconomic Determinants of Fertility in Côte d'Ivoire". *Living Standards Measurement Study Working Paper*, No. 53. Washington: World Bank.
- Banque mondiale. 1993a. *Rapport sur le développement dans le monde, 1993*. New York: Oxford University Press.
- _____. 1993b. "Ghana Living Standards Survey (GLSS), 1987-88 and 1988-89: Basic Information." Mimeo. Poverty and Human Resources Division.
- Becker, G.S., 1960. "An Economic Analysis of Fertility" in National Bureau of Economic Research, *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Princeton: Princeton University Press.
- Benefo, Kofi and T.P. Schultz. 1993. "Determinants of Fertility and Child Mortality in Côte d'Ivoire and Ghana." World Bank, Poverty and Human Resources Division, Policy Research Department, Washington, D.C.
- Glewwe, Paul. 1994. *The Economics of School Quality Investments in Developing Countries: An Empirical Study of Ghana*. Forthcoming. Washington, DC: The World Bank.
- Gomes, M. 1984. "Family Size and Educational Attainment in Kenya." *Population and Development Review*, 10(4): 647-60.
- Kelley, Allen C. and Charles Nobbe. 1990. "Kenya at the Turning Point?" *World Bank Discussion Paper*, No. 107. World Bank, Washington, D.C.
- Leibenstein, Harvey. 1957. *Economic Backwardness and Economic Growth*. New York: John Wiley and Sons, Inc.
- Montgomery, Mark and Kouamé, Aka. 1993. "Fertility and Child Schooling in Côte d'Ivoire: Is There a Tradeoff?," World Bank, Poverty and Human Resources Division, Policy Research Department, Washington, D.C.
- Oliver, R. 1994. "The Effect of the Quality, Price and Availability of Family Planning on Contraceptive Use in Ghana." World Bank, Poverty and Human Resources Division, Policy Research Department, Washington, D.C.
- Owusu, J.Y. and Z.M. Kofi Batse. 1991. "Family Planning Services in Ghana." In *Ghana Population Policy: Future Challenges*, Report of National Population Conference held 28-30 June, 1989 to commemorate the Twentieth Anniversary of Ghana Population Policy. Accra: Ministry of Finance and Economic Planning.

- Pitt, Mark and Mark Rosenzweig. 1990. "The Selectivity of Fertility and the Determinants of Human Capital Investments: Parametric and Semi-Parametric Estimates." *Living Standards Measurement Study Working Paper*, No. 72. World Bank, Washington, D.C.
- Republic of Ghana. 1969. *Population planning for National Progress and Prosperity*. Ghana Publishing Corporation: Accra-Tema, Ghana.
- Scribner, Susan. 1994. "Policies Affecting Fertility and Contraceptive Use: An Assessment of 12 Sub-Saharan African Countries." Policy Research Department, Poverty and Human Resources Division, The World Bank.
- Tansel, Aysit. 1992. "School Attainment, Parental Education and Gender in Côte d'Ivoire and Ghana." Northeast Universities Development Consortium Conference, 1992, Boston University.
- Theil, Henri. 1952. "Qualities, Prices and Budget Inquiries." *Review of Economic Studies*, 19: 129-47.

Distributors of World Bank Publications

- ARGENTINA**
Carlos Hirsch, SRL
Galeria Guemes
Florida 165, 4th Floor-Ofc. 453/465
1333 Buenos Aires
- Oficina del Libro Internacional
Alberti 40
1082 Buenos Aires
- AUSTRALIA, PAPUA NEW GUINEA,
FIJI, SOLOMON ISLANDS,
VANUATU, AND WESTERN SAMOA**
D.A. Information Services
648 Whitehorse Road
Mitcham 3132
Victoria
- AUSTRIA**
Gerold and Co.
Graben 31
A-1011 Wien
- BANGLADESH**
Micro Industries Development
Assistance Society (MIDAS)
House 5, Road 16
Dhanmondi R/Area
Dhaka 1209
- BELGIUM**
Jean De Lanroy
Av. du Roi 202
1060 Brussels
- BRAZIL**
Publicacoes Tecnicas Internacionais Ltda.
Rua Peixoto Gomide, 209
01409 Sao Paulo, SP
- CANADA**
Le Diffuseur
151A Boul. de Montagne
Boucherville, Quebec
J4B 5E6
- Renouf Publishing Co.
1294 Algoma Road
Ottawa, Ontario
K1B 3W8
- CHINA**
China Financial & Economic
Publishing House
8, Da Fo Si Dong Jie
Beijing
- COLOMBIA**
Infoenlace Ltda.
Apartado Aereo 34270
Bogota D.E.
- COTE D'IVOIRE**
Centre d'Edition et de Diffusion
Africaines (CEDA)
04 B.P. 341
Abidjan 04 Plateau
- CYPRUS**
Center of Applied Research
Cyprus College
6, Diogenes Street, Engomi
P.O. Box 2006
Nicosia
- CZECH REPUBLIC**
National Information Center
P.O. Box 668
CS-11357 Prague 1
- DENMARK**
Samfundslitteratur
Rosenørns Allé 11
DK-1970 Frederiksberg C
- DOMINICAN REPUBLIC**
Editora Taller, C. por A.
Restauración e Isabel la Católica 309
Apartado de Correos 2190 Z-1
Santo Domingo
- EGYPT, ARAB REPUBLIC OF**
Al Ahram
Al Galaa Street
Cairo
- The Middle East Observer
41, Sherif Street
Cairo
- FINLAND**
Akateeminen Kirjakauppa
P.O. Box 128
SF-00101 Helsinki 10
- FRANCE**
World Bank Publications
66, avenue d'Iéna
75116 Paris
- GERMANY**
UNO-Verlag
Poppelsdorfer Allee 55
53115 Bonn
- GHANA**
Greenwich Mag. and Books
Rivers Beach Hotel
PO Box 01198
Osu-Accra
- GREECE**
Papasotiropoulos S.A.
35, Stourara Str.
106 82 Athens
- HONG KONG, MACAO**
Asia 2000 Ltd.
46-48 Wyndham Street
Winning Centre
7th Floor
Central Hong Kong
- HUNGARY**
Foundation for Market Economy
Dombovari Ut 17-19
H-1117 Budapest
- INDIA**
Allied Publishers Ltd.
751 Mount Road
Madras - 600 002
- INDONESIA**
Pt. Indira Limited
Jalan Borobudur 20
P.O. Box 1181
Jakarta 10320
- IRAN**
Kowkab Publishers
P.O. Box 19575-511
Tehran
- IRELAND**
Government Supplies Agency
4-5 Harcourt Road
Dublin 2
- ISRAEL**
Yozmot Literature Ltd.
P.O. Box 56055
Tel Aviv 61560
- R.O.Y. International
P.O.B. 13056
Tel Aviv 61130
- Palestinian Authority/Middle East*
P.O. Box 19502, Jerusalem
- ITALY**
Licosa Commissionaria Sansoni SPA
Via Duca Di Calabria, 1/1
Casella Postale 552
50125 Firenze
- JAMAICA**
Ian Randle Publishers Ltd.
206 Old Hope Road
Kingston 6
- JAPAN**
Eastern Book Service
Hongo 3-Chome, Bunkyo-ku 113
Tokyo
- KENYA**
Africa Book Service (E.A.) Ltd.
Quaran House, Mfangano Street
P.O. Box 45245
Nairobi
- KOREA, REPUBLIC OF**
Pan Korea Book Corporation
P.O. Box 101, Kwangwhamun
Seoul
- Daejon Trading Co. Ltd.
P.O. Box 34, Youido
Seoul
- MALAYSIA**
UNO-Verlag
University of Malaya Cooperative
Bookshop, Limited
P.O. Box 1127, Jalan Pantai Baru
59700 Kuala Lumpur
- MEXICO**
INPOTEC
Apartado Postal 22-860
14060 Tlalpan, Mexico D.F.
- NETHERLANDS**
De Lindeboom/InOr-Publikaties
P.O. Box 202
7480 AE Haaksbergen
- NEW ZEALAND**
EBSCO NZ Ltd.
Private Mail Bag 99914
New Market
Auckland
- NIGERIA**
University Press Limited
Three Crowns Building Jericho
Private Mail Bag 5095
Ibadan
- NORWAY**
Narvesen Information Center
Book Department
P.O. Box 6125 Etterstad
N-0602 Oslo 6
- PAKISTAN**
Mirza Book Agency
65, Shahrah-e-Quaid-e-Azam
P.O. Box No. 729
Lahore 54000
- Oxford University Press
P.O. Box 13033
Karachi - 75350
- PERU**
Editorial Desarrollo SA
Apartado 3824
Lima 1
- PHILIPPINES**
International Book Center
Suite 1703, Cityland 10
Condominium Tower 1
Ayala Avenue, H.V. dela
Costa Extension
Makati, Metro Manila
- POLAND**
International Publishing Service
Ul. Piekna 31/37
00-677 Warszawa
- PORTUGAL**
Livraria Portugal
Rua Do Carmo 70-74
1200 Lisbon
- SAUDI ARABIA, QATAR**
Jarir Book Store
P.O. Box 3196
Riyadh 11471
- SLOVAK REPUBLIC**
Slovart G.T.G Ltd.
Krupinska 4
P.O. Box 152
852 99 Bratislava 5
- SINGAPORE, TAIWAN,
MYANMAR, BRUNEI**
Gower Asia Pacific Pte Ltd.
Golden Wheel Building
41, Kallang Pudding, #04-03
Singapore 1334
- SOUTH AFRICA, BOTSWANA**
For single titles:
Oxford University Press
Southern Africa
P.O. Box 1141
Cape Town 8000
- For subscription orders:
International Subscription Service
P.O. Box 41095
Craighall
Johannesburg 2024
- SPAIN**
Mundi-Prensa Libros, S.A.
Castello 37
28001 Madrid
- Libreria Internacional AEDOS
Consell de Cent, 391
08009 Barcelona
- SRI LANKA AND THE MALDIVES**
Lake House Bookshop
P.O. Box 244
100, Sir Chittampalam A.
Gardiner Mawatha
Colombo 2
- SWEDEN**
Pritzke Customer Service
S-106 47 Stockholm
- Wernnergren-Williams AB
P. O. Box 1305
S-171 25 Solna
- SWITZERLAND**
Librairie Payot
Case postale 3212
CH 1002 Lausanne
- Van Dierman Editions Techniques - ADECO
P.O. Box 465
CH 1211 Geneva 16
- TANZANIA**
Oxford University Press
Maktaba Street
P.O. Box 5299
Dar es Salaam
- THAILAND**
Central Department Store
306 Silom Road
Bangkok
- TRINIDAD & TOBAGO**
Systematics Studies Unit
#9 Watts Street
Curepe
Trinidad, West Indies
- UGANDA**
Gustro Ltd.
1st Floor, Room 4, Geogladia Chambers
P.O. Box 9997
Plot (69) Kampala
- UNITED KINGDOM**
Microinfo Ltd.
P.O. Box 3
Aldon, Hampshire GU34 2FG
England
- ZAMBIA**
University of Zambia Bookshop
Great East Road Campus
P.O. Box 32379
Lusaka
- ZIMBABWE**
Longman Zimbabwe (Pvt.) Ltd.
Tourle Road, Ardmore
P.O. Box ST 125
Southerton
Harare



LA BANQUE MONDIALE
Partenaire dans le renforcement des économies
et l'expansion des marchés
au service d'une vie meilleure
pour tous les peuples,
à commencer par les plus pauvres

0037-3

Internal Documents Unit,
H B1-151



9 780821 333747

ISBN 0-8213-3374-7