



Démographie et économie de la famille dans les pays en développement

Nathalie Picard-Tortorici



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/1997>
DOI : 10.4000/economiepublique.1997
ISSN : 1778-7440

Éditeur

IDEP - Institut d'économie publique

Édition imprimée

Date de publication : 15 juillet 1999
ISBN : 2-8041-3059-2
ISSN : 1373-8496

Référence électronique

Nathalie Picard-Tortorici, « Démographie et économie de la famille dans les pays en développement », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 03-04 | 1999/1-2, mis en ligne le 12 février 2007, consulté le 12 septembre 2020. URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/1997> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/economiepublique.1997>

économie publique public economics

Revue de l'**Institut d'Économie Publique**

Deux numéros par an

n° 3-4 – 1999/1-

2



© De Boeck & Larcier s.a., 1999
Editions De Boeck Université
Rue des Minimes 39, B-1000 Bruxelles

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

Imprimé en Belgique

Dépôt légal 1999/0074/219

ISSN 1373-8496
ISBN 2-8041-3059-2

économiepublique sur internet : www.economie-publique.fr

© Institut d'économie publique – IDEP

Centre de la Vieille-Charité

2, rue de la Charité – F-13002 Marseille

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

La revue **économie**publique bénéficie du soutien du Conseil régional Provence-Alpes-Côte d'Azur

ISSN 1373-8496

Démographie et économie de la famille dans les pays en développement

Nathalie PICARD-TORTORICI¹

THEMA, Université de Cergy-Pontoise.

1. Introduction

La bonne allocation des dépenses publiques dans les pays en développement nécessite de disposer de modèle(s) permettant d'évaluer précisément l'impact d'éventuelles mesures visant à améliorer le niveau de vie général, l'offre d'éducation, de Planification Familiale ou de soins de santé, et à réduire la fécondité et la mortalité infantile. Si les politiques en la matière n'ont pas les résultats escomptés, c'est souvent en grande partie parce que, faute de comprendre les mécanismes en œuvre, elles sont mal ciblées : il est fondamental de bien comprendre les phénomènes pour les mesurer correctement et se donner les moyens de les influencer. Ce n'est pas parce que fécondité et éducation sont très (négativement) corrélées qu'une baisse de la fécondité s'accompagne automatiquement d'une augmentation de la demande d'éducation. Il ne sert à rien de construire des écoles dans lesquelles les enfants n'iront pas parce que leur éducation est jugée pas ou trop peu rentable; ou d'offrir des moyens de contraception à des femmes ne souhaitant pas limiter leur fécondité; ou, à l'inverse, d'inciter les parents à vouloir moins d'enfants, alors qu'ils n'ont pas accès à des moyens contraceptifs efficaces.

Les décisions parentales en matière de fécondité, santé et éducation étant étroitement liées à la fois entre elles et avec la mortalité infantile, il est indispensable d'analyser simultanément les déterminants et interrelations entre ces variables. C'est dans cette optique qu'est développé un *modèle global* de comportement parental en matière de fécondité, santé et éducation dans les pays en développement.

1. Ce document reprend une communication présentée aux Journées d'Étude sur la Politique Familiale (Aix en Provence, juin 1998) et constitue une synthèse des travaux exposés en détail dans ma thèse (Picard-Tortorici (1998b)).

L'analyse se situe dans l'optique de la *Nouvelle Économie de la Famille* (*New Home Economics*), selon laquelle il est possible d'appliquer aux comportements démographiques les outils traditionnels de la théorie du consommateur. La pertinence de l'utilisation de la méthodologie économique pour l'étude des phénomènes démographiques, en particulier la fécondité, a souvent été mise en question, surtout par les démographes. Cette utilisation est toutefois beaucoup moins sujette à caution lorsque le modèle est enrichi par des idées puisées dans d'autres disciplines, de façon à tenir compte des aspects démographiques, culturels et médicaux. Ainsi, l'approche épidémiologique permet de mettre en évidence les processus susceptibles de conduire au décès d'un enfant et d'en déduire les instruments potentiels pour identifier l'impact, *toutes choses égales par ailleurs*, de la mortalité infantile sur la fécondité. L'approche démographique apporte un éclairage intéressant sur le processus de constitution de la descendance et sur les liens entre mortalité infantile et fécondité. L'approche culturelle, enfin, guide le choix des hypothèses et des variables endogènes et exogènes. L'approche économique, omniprésente, apporte le formalisme et la rigueur indispensables à l'étude d'un tel programme, dans lequel la simultanéité des décisions parentales est source d'endogénéité, voire de non identifiabilité, à tous les niveaux d'estimation.

La démarche adoptée pourrait s'appliquer dans n'importe quel contexte, les questions et variables pertinentes différant toutefois entre les pays développés et les pays en développement, auxquels nous nous intéressons ici. Le *modèle global* exposé à la section 2 est inspiré du modèle d'arbitrage entre quantité et qualité des enfants² exposé en détail dans Becker (1991). Il est amendé pour tenir compte des particularités des pays en développement, dans lesquels les enfants constituent d'une part une source de main-d'œuvre non négligeable, comme l'ont souligné Rosenzweig and Evenson (1977), et d'autre part une assurance vieillesse sans véritable substitut. Les illustrations empiriques utilisent les données de deux enquêtes qui ont eu lieu au Ghana en 1988 et 1993/94 et sont présentées à la section 3.³ Ce modèle est *a priori* applicable à l'ensemble des pays en développement, mais l'étude précise de certaines relations

2. Nous en retiendrons principalement l'idée que fécondité et investissements dans le capital humain des enfants (santé et éducation) sont choisis simultanément, ce qui rend très délicate l'estimation de l'impact de l'une de ces variables sur les autres (problèmes d'identification et/ou d'endogénéité).

3. Je tiens à remercier M. Barbieri et le CEPED pour m'avoir permis l'accès à ces données.

exposées à la section 4 n'est valable que sous des hypothèses simplificatrices, qui semblent suffisamment réalistes dans le cas du Ghana, mais ne se généraliseraient pas nécessairement à d'autres continents, voire à d'autres pays africains.

À la lumière de ce *modèle global*, les estimations couramment trouvées dans la littérature, basées sur des modèles partiels, apparaissent bien souvent entachées de biais d'endogénéité. Notre modèle permet toutefois d'apporter des solutions économétriques au problème de l'endogénéité de certaines variables dans l'estimation des interrelations entre fécondité, mortalité infantile et éducation, comme l'illustre le cas du Ghana. Il ressort des estimations que, dans ce pays, la descendance souhaitée par les parents est, *toutes choses égales par ailleurs*, une fonction croissante de la mortalité anticipée, mais que la mortalité effectivement subie n'a pas d'effet significatif sur la *fécondité d'arrêt* (nombre de garçons et de filles survivants au moment où les parents décident de d'arrêter d'avoir des enfants). En revanche, le sexe des premiers nés influence significativement la décision d'arrêt. Enfin, *ceteris paribus*, la demande d'éducation n'est que marginalement affectée par la composition de la fratrie, contrairement à ce qui est généralement trouvé dans les estimations ne corrigeant pas l'endogénéité de la descendance.

2. Un modèle global de comportement parental

Les individus prennent, tout au long de leur cycle de vie, des décisions en matière de constitution ou de dissolution des unions, de migration, d'offre de travail, de production domestique, d'épargne, d'investissement, de transferts (monétaires, en biens ou en services), de consommation, de contraception, ainsi qu'en matière de dépenses de santé et d'éducation pour leurs enfants. L'étude simultanée de toutes ces décisions étant trop vaste, nous nous limiterons ici aux rapports entre parents et enfants, en insistant sur les choix en matière de contraception, de santé et d'éducation des enfants, en relation avec les différents aspects de la descendance (en particulier le sexe et la survie des enfants).

Dans un contexte occidental où les femmes ont du mal à concilier activité professionnelle et « *élevage* » des enfants et où règne une forte incertitude sur le marché du travail, il aurait sûrement été plus pertinent d'étudier conjointement les décisions en matière de fécondité et d'offre de

travail, en particulier féminine. Dans le contexte africain, où seule une faible proportion de la population active travaille dans le secteur moderne et où il existe des substituts bon marché au temps maternel pour élever les enfants, il est plus pertinent d'insister sur les interrelations entre fécondité, mortalité et éducation des enfants. L'offre de travail de la mère est alors simplement introduite (en forme réduite) au travers d'un coût d'opportunité du temps.

Les décisions parentales en matière de contraception et d'investissements en capital humain (santé et éducation) déterminent, en conjonction avec des chocs exogènes, une descendance et un niveau éducatif des enfants. Les parents, qui retirent indirectement de l'utilité de ces variables, sont dès lors confrontés à un programme d'optimisation dynamique dans l'incertain. Il s'agit toutefois d'un programme beaucoup trop complexe pour pouvoir être résolu dans toute sa généralité, que ce soit par le théoricien, par l'économètre, ou par les parents eux-mêmes. Aussi, nous ferons quelques hypothèses simplificatrices qui, en accord avec le contexte économique, socio-culturel, démographique et épidémiologique, permettront de jeter un éclairage sur les mécanismes en oeuvre et de fournir un cadre de référence pour guider les choix en termes de politique économique et familiale. Il faudra auparavant définir les différentes variables et notions utilisées, puis étudier les objectifs des parents, résumés dans une fonction d'utilité à maximiser sous contraintes (budgétaires et temporelles). La section se termine par l'exposé du principe de résolution du modèle, en deux étapes, avec définition d'une fonction d'utilité indirecte.

2.1 Cycle de vie, contraintes de liquidité et transferts

Les *transferts* que les parents attendent de leurs enfants sont généralement présentés comme la principale motivation à la forte fécondité en Afrique. De tels *transferts* sont d'autant plus valorisés qu'ils sont perçus à un âge où les parents ont peu d'autres sources de revenus, et qu'il n'existe pas de marchés financiers formels (pour l'emprunt, l'épargne ou l'assurance). Cette absence, qui s'explique (entre autres) par des problèmes d'asymétrie de l'information, est en partie compensée à **court terme** par des réseaux d'entraide locaux (ou *tontines*) et par la *famille étendue*. Les *tontines* étudiées dans Besley et al. (1993) permettent de répondre aux décalages temporels entre revenus et consommation (prêt/emprunt) mais, dans un contexte agricole, ces réseaux **locaux** sont d'une bien piètre utilité

pour s'assurer contre les aléas climatiques, qui affectent simultanément les revenus de tous les membres du réseau. La *famille étendue* peut, elle aussi, remplir de façon efficace le rôle d'assureur et de banquier en limitant les problèmes d'information, d'incitation et d'anti-sélection. D'autre part, le mariage et la migration de certains membres de la *famille étendue* permettent une diversification des risques dans un contexte agricole. Enfin, un enfant peut être *confié* à l'un des membres de la *famille étendue*, par exemple comme *apprenti* ou pour suivre des études dans le système scolaire formel⁴, ce qui allège momentanément la contrainte budgétaire des parents.

Les *tontines* et la *famille étendue* permettent donc d'étaler sur quelques années les coûts liés aux enfants, de se garantir contre les aléas sur les revenus et de compenser les décalages de court terme entre consommation et revenus. Elles sont toutefois difficilement sollicitables pour emprunter, épargner ou s'assurer à **long terme**, ce qui serait nécessaire pour financer de gros investissements tels que l'éducation des enfants ou la consommation à la période de *dépendance*. Les parents sont donc obligés de compter sur leurs propres enfants pour assurer leurs vieux jours.⁵ Pour formaliser ceci simplement, nous supposons qu'un individu vit trois périodes successives, avec une contrainte budgétaire à chaque période, mais qu'il a accès (via les *tontines* ou la *famille étendue*) à des marchés financiers parfaits à l'intérieur de chaque période. • **Enfant**, il vit avec ses parents et peut être éduqué et/ou travailler pour le compte de ses parents ou d'autres membres de la *famille étendue*; le mariage marque le passage à la période suivante. • **Adulte**, il travaille, constitue sa descendance, éduque ses enfants et s'occupe (éventuellement) de ses parents. • **Dépendant**,⁶ il n'est plus assez productif pour financer sa consommation par les revenus de son travail. Un individu qui survit au « début » de son *enfance* est supposé vivre jusqu'à sa période de *dépendance* (ce qui revient à négliger la mortalité à la période *adulte* et, surtout, après le *début* de l'*enfance*), puis décéder après ses parents. Cette hypothèse est assez proche de la réalité en Afrique, où la mortalité a principalement lieu au cours

4. Cette pratique de *fostering* est très répandue au Ghana, où 22 % des enfants en âge scolaire (6-17 ans) ne vivent avec aucun de leurs deux parents naturels.

5. Les parents ont bien quelques possibilités d'épargne à long terme, sous forme d'achat de biens durables tels que le bétail, mais cette solution est généralement trop limitée pour assurer leurs vieux jours.

6. Ce terme n'est pas à prendre au sens fort de dépendance totale (individu infirme, grabataire ou totalement inactif).

des deux premières années. L'*enfance* d'un individu est supposée incluse dans la période *adulte* de ses parents.

Les *transferts* au sens large représentent toute forme de soutien, économique, matériel ou affectif, des enfants vers leurs parents. Ils peuvent différer par leur nature (aide monétaire, dons en nature, services), leurs motivations, leur degré de substituabilité entre eux (*transferts* des fils et des filles) et avec les revenus de l'épargne, ainsi que par leur degré de corrélation avec les revenus parentaux. Pour simplifier, ils sont classés en trois catégories. Les **transferts monétaires** et de biens échangeables, perçus à la période de *dépendance*, sont indifféremment fournis par les garçons ou les filles; leur montant total est supposé une fonction croissante et concave du nombre d'enfants de chaque sexe, et de leur niveau éducatif. D'autres **transferts de biens et services** sont **spécifiques aux garçons** (transmission de l'héritage de père en fils, perpétuation de la lignée...) ou **spécifiques aux filles** (compensation matrimoniale, préparation de repas, soins de santé...). La répartition traditionnelle de l'activité agricole entre hommes et femmes rend complémentaire le travail domestique des garçons et des filles.⁷ Enfin, la transmission de droits se fait, selon le type de lignage (patri-ou matri-linéaire), par le biais des fils ou des filles.⁸ Compte tenu de cette classification, il semble assez réaliste de supposer le montant des *transferts monétaires* croissant (et concave) avec le niveau éducatif, mais celui des *transferts de biens et services* indépendant de l'éducation reçue.

L'importance des transferts (monétaires) en Afrique a déjà été soulignée. Ainsi, selon Caldwell (1993), ils feraient plus que compenser le coût initial des enfants, rendant négatif le *coût* actualisé net des enfants, ce qui expliquerait la très forte fécondité en Afrique. Même si le signe de ce *coût* net ne fait pas l'unanimité, les enfants n'en demeurent pas moins un *investissement* « rentable », d'une part parce qu'ils permettent de différer les revenus de la période *adulte* à la *dépendance* et d'autre part parce qu'ils diminuent la variabilité des revenus parentaux avant même la *dépendance*.

7. Tant que ce travail a des substituts, les ressources qu'il procure aux parents doivent être considérées comme venant en déduction du coût de l'enfant au cours de leur période *adulte*, puis sous forme de *transferts monétaires* à leur période de *dépendance*. Mais si ce travail n'a pas de substituts, il doit être classé parmi les *transferts de biens et services spécifiques aux garçons ou aux filles*.

8. Je tiens à remercier A. Sindzingre pour cette précision et pour d'autres informations ethnologiques utiles.

2.2 Décisions parentales et variables d'intérêt

L'analyse des mécanismes déterminant les différentes variables d'intérêt (et leurs interactions) nécessite de faire la part entre les effets • des caractéristiques parentales exogènes (observables ou non), • des décisions parentales (endogènes au programme considéré), et • des chocs purement aléatoires.

2.2.1 Les différents aspects de la fécondité

Loin de se limiter à un nombre d'enfants par femme, la fécondité comporte différents aspects trop souvent négligés dans la littérature, qui seront explicitement pris en compte ici.

- La fécondité est souvent supposée soit parfaitement contrôlée par les parents (modèle d'arbitrage entre quantité et qualité des enfants), soit parfaitement exogène (étude de l'impact de la descendance sur la demande d'éducation). La réalité est intermédiaire dans les pays en développement, où les parents n'ont qu'un accès limité à des moyens contraceptifs efficaces. La descendance effective résulte alors de l'adéquation entre l'offre (biologique) et la demande (économique) d'enfants.⁹
- La faible substituabilité entre les *transferts* des garçons et des filles implique que les parents ont des préférences en matière de nombre d'enfants de chaque sexe, mais ils ne peuvent pas choisir le sexe des enfants à naître, ni même être sûrs de leur survie. Le nombre total de naissances des parents doit alors être décomposé en : nombre de garçons, nombre de filles, et nombre d'enfants décédés.
- Enfin, on observe généralement la descendance des femmes avant la fin de leur vie féconde. Les différences de descendance atteinte à un âge donné traduisent non seulement des différences dans la descendance finale, mais aussi des différences de calendrier des naissances.

9. Dans l'étude de la fécondité en termes d'offre et de demande proposée par Easterlin and Crimmins (1985) et que l'on retrouve dans le recueil de Bulato and Lee (1983), c'est la contraception qui joue le rôle de prix. L'offre biologique correspond à la descendance naturelle, alors que la demande économique résulte de la comparaison entre les coûts et les bénéfices (y compris les transferts) des enfants.

2.2.2 Investissements en santé et mortalité

La forte mortalité infantile¹⁰ est connue comme l'un des principaux déterminants de la forte fécondité en Afrique. Ben Porath (1976) a mis en évidence deux façons dont les parents peuvent adapter leur fécondité à la mortalité infantile :

- *ex ante*, ils peuvent souhaiter avoir plus d'enfants parce qu'ils anticipent que certains d'entre eux risquent de décéder (c'est le *hoarding effect*);
- *ex post*, ils peuvent décider de remplacer tout ou partie des décès subis par des naissances supplémentaires.

Notons que la mortalité infantile est aléatoire, et que les chances de survie d'un enfant peuvent dépendre à la fois de sa date de naissance, des investissements en santé effectués par ses parents, et de leurs caractéristiques exogènes, dont certaines sont sensibles à l'action publique (campagnes de vaccination, amélioration des conditions sanitaires ou de l'hygiène...).

2.2.3 Éducation et capital humain

L'éducation peut être vue soit comme un bien de consommation, soit comme un investissement. Dans le premier cas, les parents retirent directement de l'utilité de l'éducation de leurs enfants car ils sont supposés altruistes. Le second cas est inspiré de la théorie du Capital Humain, développée par Ben Porath (1967) et reprise en détail dans Becker (1992). Cette théorie considère l'éducation comme un investissement pur. Les individus y investissent tant que les bénéfices attendus (augmentation de salaire) font plus qu'en compenser le coût immédiat (coût d'opportunité du temps et dépenses monétaires). La définition des coûts et bénéfices de l'éducation des enfants tels qu'ils sont perçus par les parents nécessite toutefois de bien spécifier les rapports entre parents et enfants. L'éducation des enfants est supposée choisie et financée par les parents, dans le but d'accroître les revenus futurs des enfants. La participation des enfants à la production domestique dès leur plus jeune âge réduit d'autant leur coût pour les parents. Ces derniers sont supposés disposer de l'intégralité des revenus des enfants au cours de leur *enfance* (incluse dans la

10. Au Ghana, plus de 10 % des enfants décèdent avant leur deuxième anniversaire, ce taux variant beaucoup en fonction des caractéristiques parentales et de la date de naissance des enfants.

période *adulte* des parents), puis toucher, à leur période de *dépendance*, une partie des revenus de leurs enfants devenus *adultes*, sous forme de *transferts*.¹¹

2.3 Étude du programme parental

2.3.1 Arguments de la fonction d'utilité directe

De façon à mettre l'accent sur le rôle d'assurance-vieillesse joué par les enfants, nous ne supposons aucun altruisme de la part des parents : la descendance (n_b garçons, n_g filles et d décès) et l'éducation des enfants ($\{E_i\}_{1 \leq i \leq n_b + n_g}$) n'affectent l'utilité des parents que de façon indirecte, par leur coût au cours de la période *adulte* des parents et leurs bénéfices sous forme de *transferts*.

Pendant leur période *adulte*, les parents perçoivent un revenu I_a et doivent payer, **pour chaque naissance**, un prix P_n correspondant aux dépenses incompressibles pour mettre au monde un enfant, auxquelles s'ajoutent les dépenses de santé P_{HH} . Ils doivent aussi payer, **pour chaque survivant**, un prix P_s correspondant aux dépenses incompressibles pour l'élever et un prix P_E pour son éducation.¹² L'utilité parentale dépend de la consommation de quatre biens pas ou peu substituables. • La **consommation de biens échangeables à la période adulte** C_a est donnée par la contrainte budgétaire correspondante. • La **consommation de biens échangeables à la période de dépendance** C_e est financée par les transferts monétaires $Tr_e(n_b, n_g, \{E_i\}_{1 \leq i \leq n_b + n_g})$ et les revenus de l'épargne $B \in [0; \bar{B}]$ rémunérée au taux ρ .¹³ • La **consommation de biens et services spécifiques aux garçons** C_b est exclusivement fournie par leurs transferts $Tr_b(n_b)$, de même pour ceux des filles. Les niveaux de consommation sont donc donnés par le système suivant, dont les deux premières lignes traduisent les contraintes budgétaires aux périodes *adulte* et de *dépendance*.

11. Il semble assez réaliste de supposer le montant des transferts monétaires croissant (et concave) avec le niveau éducatif, mais celui des transferts de biens et services indépendant de l'éducation reçue.

12. P_s et P_E correspondent aux dépenses **nettes** des revenus du travail des enfants au cours de leur *enfance*, puisque les parents sont supposés en disposer au cours de leur période *adulte*. Ils devraient, en toute rigueur, être indexés par le sexe des enfants, voire par leur rang de naissance, pour traduire les variations intra-familiales de coûts et bénéfices des enfants, ce qui alourdirait les notations sans pour autant changer la nature des conclusions.

13. L'épargne B effectuée au cours de la période adulte doit, par hypothèse, être positive (impossibilité d'emprunter à long terme) est inférieure à une limite exogène \bar{B} dépendant des caractéristiques parentales.

$$\begin{cases} C_a = I_a - (P_n + P_H H) \cdot (n_b + n_g + d) - P_s \cdot (n_b + n_g) - P_E \cdot \sum_{i=1}^{n_b+n_g} E_i - B \\ C_e = Tr_e(n_b, n_g, \{E_i\}_{1 \leq i \leq n_b+n_g}) + (1 + \rho) \cdot B \\ C_b = Tr_b(n_b) \quad C_g = Tr_g(n_g) \\ 0 \leq B \leq \bar{B} \end{cases} \quad (2.1)$$

Les choix des parents visent à maximiser leur utilité $U_0(C_a, C_e, C_b, C_g)$ sous les contraintes (2.1). La fécondité étant soumise à des aléas,¹⁴ le programme parental (période *adulte*) est décomposé en deux étapes :

- au cours de la première, les parents constituent leur descendance, selon un processus dynamique avec possibilité d'adaptation (*ex ante* et *ex post*) au sexe et à la survie des aînés;¹⁵
- au cours de la seconde, ils effectuent leurs choix d'éducation et d'épargne, en les adaptant à leur descendance effective.

Le programme parental peut alors être résolu par induction inverse. L'étude de la seconde étape permet de définir l'utilité indirecte en fonction de la descendance. Les choix en matière de fécondité à la première étape visent à maximiser cette fonction d'utilité indirecte, en tenant compte des différents aléas sur la descendance.

2.3.2 Construction d'une fonction d'utilité indirecte

Le système (2.1) permet de remplacer chaque consommation par son expression en fonction de la descendance, des niveaux éducatifs et de l'épargne, ce qui donne la fonction d'utilité semi-indirecte :

$$U_1(n_b, n_g, d; B, \{E_i\}_{1 \leq i \leq n_b+n_g}) \equiv U_0(C_a, C_e, C_b, C_g) \quad (2.2)$$

Au cours de la deuxième étape, les parents choisissent B et $\{E_i\}_{1 \leq i \leq n_b+n_g}$ de façon à maximiser U_1 , ce qui permet de définir l'épargne et les niveaux éducatifs optimaux en fonction de la descendance :

$$(B^*(n_b, n_g, d), \{E_i^*(n_b, n_g, d)\}_{1 \leq i \leq n_b+n_g}) \equiv \arg \max_{(B, \{E_i\})} U_1(n_b, n_g, d; B, \{E_i\})$$

14. Les aléas sur les niveaux éducatifs qui pourraient être dus, par exemple, aux redoublements ou exclusions du système scolaire, ont pu être négligés ici sans entrer en contradiction flagrante avec le système scolaire ghanéen. Cette simplification serait toutefois difficilement généralisable à d'autres pays.

15. Au début de la première étape, les parents choisissent aussi le niveau d'investissements en santé H , dont on montre qu'il peut être considéré en forme réduite.

En remplaçant ces valeurs optimales par leur expression en fonction de la descendance, on obtient la fonction d'utilité parentale indirecte :

$$V(n_b, n_g, d) \equiv U_1 \left(n_b, n_g, d; B^*, \{E_i^*\}_{1 \leq i \leq n_b + n_g} \right) \quad (2.3)$$

2.3.3 Constitution de la descendance

En début de vie féconde, les parents définissent leur *fécondité optimale* comme celle maximisant l'espérance de leur utilité indirecte, sachant que sexe et survie des enfants sont aléatoires. Cette première approche, statique, permet de prendre en compte le *hoarding effect* (adaptation *ex ante* à la mortalité infantile; Cf. page 196. Il n'est toutefois pas optimal pour les parents de s'en tenir à ce premier choix, puisqu'ils acquièrent, au fur et à mesure de la constitution de leur descendance, de l'information sur le sexe et la survie effectifs des enfants déjà nés. L'étude d'un modèle dynamique structurel de constitution de la descendance qui intégrerait simultanément les aléas sur les naissances, le sexe et la survie des enfants serait beaucoup trop complexe, et nous nous limiterons à l'étude de la *règle d'arrêt* de la fécondité. Après chaque naissance, connaissant le sexe et la survie des aînés, les parents décident d'arrêter leur fécondité ou d'avoir un enfant supplémentaire en comparant leur utilité indirecte (certaine) s'ils s'arrêtent à l'espérance de leur utilité s'ils ont un enfant supplémentaire.

3. Présentation succincte des données utilisées

Les illustrations empiriques sont basées sur deux *Enquêtes de Démographie et de Santé* (notées DHS par la suite), de format semblable, qui ont eu lieu au Ghana, respectivement en 1988 et en 1993/94. Chacune comprend un échantillon d'environ 4500 femmes en âge fécond (15-49 ans) qui ont eu au total, avant l'enquête, respectivement 14000 et 13000 naissances. L'étude a été restreinte aux femmes « ever married » (ayant été mariées au moins une fois),¹⁶ ce qui a éliminé environ 20 % des femmes, mais seulement 1 % des naissances. Chaque enquête fournit des rensei-

16. Le mariage étant assimilé à une union, qu'elle soit *libre* (« living together ») ou *officielle* (au sens de la tradition ou de l'état civil).

gnements économiques assez limités, mais des données démographiques très riches.

3.3.4 Caractéristiques socio-économiques

Les enquêtes fournissent quelques renseignements sur la composition et la situation économique du ménage (indicateurs de richesse et de conditions de vie), la région et le type de résidence, la religion, l'ethnie, l'âge, le niveau éducatif et le travail de la femme et de son (dernier) partenaire.

3.3.5 Variables démographiques

Les données démographiques sont beaucoup plus détaillées. On trouve ainsi des renseignements sur l'histoire génésique (dates de toutes les naissances et des décès éventuels d'enfants), la connaissance et l'utilisation de la contraception, la santé de la femme et de ses enfants et les désirs en matière de fécondité. En particulier, on a demandé aux femmes si elles désiraient avoir d'autres enfants, ainsi que le nombre total d'enfants qu'elles souhaiteraient ou auraient souhaité avoir tout au long de leur vie féconde.¹⁷ Lors de la seconde enquête, les femmes devaient aussi déclarer le nombre souhaité de garçons et de filles.

L'enquête fournit bien quelques renseignements sur les investissements en santé (vaccination, alimentation, ...), mais seulement pour les plus jeunes enfants **survivants** . Il est donc impossible d'utiliser ces données pour expliquer la mortalité infantile.

4. Étude détaillée de quelques relations extraites du modèle global

Nous pouvons maintenant étudier plus en détail certains aspects du *modèle global*. Trois relations extraites de ce modèle seront successivement analysées, avec, pour chacune d'entre elles, une réflexion théorique sur les implications du *modèle global*, l'exposé d'une méthode d'estimation cohérente avec ce modèle, et une illustration dans le cas du Ghana.

17. La question posée est la suivante : « If you could (go back to the time you did not have any children and could) choose exactly the number of children to have in your whole life, how many would that be ? »

4.1 Impact de la mortalité anticipée sur la descendance souhaitée

Cette section montre pourquoi il est indispensable de prendre en compte l'aspect aléatoire de la mortalité infantile dans l'étude de l'impact de la mortalité (anticipée) sur la descendance (souhaitée), même lorsque l'on se limite à un modèle statique pour mesurer le *hoarding effect*. Ce modèle est analysé en détail dans Picard-Tortorici (1998c) pour les aspects théoriques et Picard-Tortorici (1997) pour les aspects économétriques. Par souci de simplicité et de concision, seuls l'intuition du modèle et ses principaux résultats sont exposés ici.

Selon Cain (1983), le rôle d'*assurance* joué par les enfants peut expliquer que les parents souhaitent avoir au moins un nombre fixe d'enfants, quelles que soient les circonstances économiques, ce qui se traduit par des « préférences *Lexicographiques Safety First* » (LSF). Au lieu de considérer, comme Cain, un seuil minimal exogène quelque peu *ad hoc*, nous déduisons ici du *modèle global* un seuil minimal endogène sur le nombre d'enfants (fonction des caractéristiques parentales), qui se traduit par une **forte aversion des parents pour le risque de se trouver avec trop peu d'enfants survivants**.

Les différences entre garçons et filles sont négligées ici car leur prise en compte ne changerait pas, dans un cadre statique, la nature du lien entre mortalité et descendance souhaitée, d'autant que les parents n'ont aucune possibilité d'influencer le sexe des enfants à naître. D'autre part, comme nous ne nous intéressons pas ici aux différences intra-familiales d'éducation, nous ne considérons que le niveau éducatif moyen dans la famille E .

Soient $N = n_b + n_g + d$ le nombre total de naissances et $n = n_b + n_g = N - d$ le nombre d'enfants survivants, le système (2.1) se simplifie en :

$$\begin{cases} C_a = I_a - (P_n + P_H H).N - P_s.n - P_E.n.E - B \\ C_e = Tr_e(n, E) + (1 + \rho).B \end{cases} \quad (4.1)$$

4.1.1 Version déterministe du modèle

Supposons simplement, comme cela est couramment fait dans la littérature, que le nombre d'enfants survivants est proportionnel au nombre de naissances : $n = \pi_S N$. La proportion π_S de survivants dépend *a priori* des investissements **endogènes** en matière de santé H . Une hypothèse de

séparabilité ($\pi_S(X, H) = \pi_1(X)\pi_2(H)$) permet toutefois de calculer le montant optimal H^* des dépenses de santé indépendamment de la descendance. Sous cette hypothèse, H^* ne dépend que du rapport de prix $\frac{P_n}{P_H}$. Ainsi, toute variable (telle que les conditions sanitaires dans le ménage) affectant les chances de survie sans avoir d'impact direct sur le rapport de prix $\frac{P_n}{P_H}$ peut être utilisée comme instrument pour identifier l'impact des chances de survie sur la descendance optimale. Ce résultat, qui permet de considérer les dépenses de santé en forme réduite, est de première importance pour l'application empirique.

L'étude de la seconde étape du programme permet d'exprimer l'utilité indirecte en fonction du nombre n d'enfants survivants : $V_d(n) = V(n, N = n/\pi_S)$ et d'étudier ses propriétés. Les parents qui ont *trop peu* d'enfants butent sur la contrainte $B \leq \bar{B}$. Ils ont alors du mal à subvenir à leurs besoins vitaux à la période de dépendance, ce qui rend leur utilité très faible. À l'inverse, les parents qui ont *trop* d'enfants butent sur la contrainte $B \geq 0$ et n'arrivent pas à financer leur consommation *adulte*, faute de pouvoir emprunter à long terme.¹⁸ La figure 4.1 illustre l'allure de l'utilité indirecte V en l'absence de contraintes de liquidité (traits pleins) et avec ces contraintes (pointillés).¹⁹

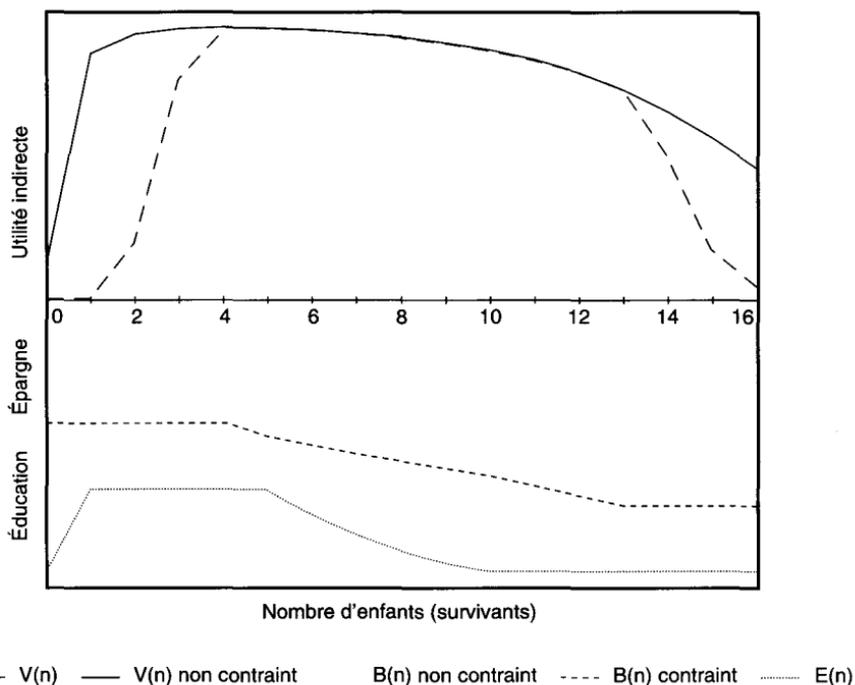
Dans un cadre déterministe, seules compteraient les propriétés de l'utilité indirecte autour du nombre optimal d'enfants survivants (dont on peut montrer l'existence et l'unicité). L'effet de la mortalité peut être étudié à partir du *prix total de la quantité* $\frac{P_n + P_H H^*}{\pi_S(X, H^*)} + P_s$, qui correspond au prix, hors éducation, d'un enfant survivant, sachant qu'il faut N naissances pour obtenir n survivants. Ce prix étant une fonction décroissante des chances de survie, on en déduit que, **dans un cadre déterministe, une hausse exogène des chances de survie entraînerait, toutes choses égales par ailleurs, une hausse de la descendance optimale (nombre de survivants) et une réduction de leur niveau éducatif moyen.** Ce résultat, s'il était avéré, justifierait un certain pessimisme en matière de politique économique : toute mesure visant à réduire (directement) la mortalité infantile aurait des effets pervers car, en rendant la quantité d'enfants

18. Notons que ces seuils dépendent des caractéristiques parentales, en particulier I_a pour le seuil supérieur et \bar{B} pour le seuil inférieur. Il peut aussi exister des seuils sur n tels que les enfants ne sont pas éduqués s'ils sont *trop* nombreux, et vont jusqu'au niveau maximal \bar{E} s'ils sont *trop peu*, mais ces derniers seuils ne jouent pas un rôle décisif ici.

19. Cette figure a été obtenue en spécifiant une forme analytique pour les transferts monétaires et pour la fonction d'utilité directe : $Tr_e(n, E) = n^\gamma \cdot (E + \alpha)^\delta$, et $U(C_a, C_e) = (1 + (\exp \beta_a \cdot (\bar{C}_a - C_a)))^{-1} \cdot (1 + (\exp \beta_e \cdot (\bar{C}_e - C_e)))^{-1}$. Voir Picard-Tortorici (1998a) pour plus de précisions.

plus rentable, elle inciterait les parents à en avoir plus et à moins les éduquer.

Fig. 4.1. Allure de l'utilité indirecte V avec et sans contraintes sur B , épargne et niveau éducatif optimaux en fonction du nombre d'enfants (survivants)



4.1.2 Prise en compte de la variabilité de la mortalité infantile

Le résultat précédent, contraire à l'intuition autant qu'aux observations, est en fait en grande partie dû à l'omission de l'aspect aléatoire de la mortalité infantile. Pour le montrer, supposons maintenant que, les parents choisissant leur nombre N de naissances et chaque enfant ayant une probabilité π_S de décéder²⁰, le nombre d'enfants survivants est une variable aléatoire, d'espérance $\pi_S \cdot N$. Les N naissances ne contribuent à l'utilité qu'indirectement : d'une part, elles sont coûteuses (*effet-revenu* négatif),

20. Comme dans la version déterministe, π_S dépend des investissements endogènes en santé H , qui peuvent, ici encore, être considérés en forme réduite.

mais d'autre part, elles modifient la loi du nombre n de survivants, en réduisant la probabilité que n soit faible (*effet-probabilité* positif).²¹ Les parents maximisent maintenant l'espérance W_a de leur utilité indirecte par rapport à la loi du nombre aléatoire n de survivants :

$$W_a(N) \equiv \mathbb{E}_n V_a(n; N) = \sum_{j=1}^N P(n = j / N, \pi_S) \cdot V_a(j; N)$$

Le nombre optimal de naissances est celui pour lequel la baisse de W_a imputable à l'*effet-revenu* est compensée par sa hausse via l'*effet-probabilité*. On montre que, si les parents ont une forte aversion pour le risque d'avoir trop peu d'enfants survivants, alors une hausse exogène des chances de survie (π_S) peut entraîner une baisse du nombre optimal de naissances (N^*) suffisamment importante pour que l'espérance du nombre d'enfants survivants ($n = \pi_S \cdot N$) diminue elle aussi. Il s'ensuit d'autre part une baisse de la probabilité d'avoir une très grande descendance, donc une baisse de la proportion d'enfants pas ou peu éduqués. Ceci constitue un argument supplémentaire en faveur de politiques de réduction de la mortalité infantile, susceptibles d'avoir des effets secondaires souhaitables en matière de fécondité et d'éducation.

4.1.3 Illustration dans le cas ghanéen

Dans une première étape, la mortalité infantile est estimée sur un échantillon de plus de 10000 enfants nés avant l'enquête, à l'aide d'un modèle à hasard proportionnel, qui donne le log de la probabilité de survie d'un enfant jusqu'à l'âge t comme le produit de deux fonctions, l'une ne dépendant que des caractéristiques X des parents,²² et l'autre dépendant seulement de l'âge t considéré :

$$\log S(t/X) = \log S_0(t) \cdot \exp(X\beta) \quad (4.2)$$

Les résultats sont conformes aux attentes : la mortalité infantile est plus élevée en zone côtière ou de savane (moins salubre que la forêt) et pour les

21. On montre qu'il en va de même pour H , de telle sorte que prendre en compte les investissements en santé reviendrait en quelque sorte à considérer des valeurs non entières pour N .

22. Faute de données concernant les investissements en santé pour les enfants décédés, il n'a pas été possible d'estimer l'impact des dépenses de santé H (choisies par les parents) sur les chances de survie. Rappelons toutefois que le modèle permet de considérer H en forme réduite.

enfants nés en zone rurale, de parents hostiles à la planification familiale ou pas éduqués.

Le terme $\exp(X\beta)$ fournit un indicateur des chances de survie commun à tous les enfants de la famille, qui est indépendant de l'âge t considéré. Il est utilisé, dans une seconde étape, pour expliquer la descendance souhaitée, à côté des caractéristiques parentales, dont l'effet est, ici aussi, conforme aux attentes. Deux variables, traduisant les conditions sanitaires dans le ménage, se sont avérées de bons instruments pour identifier l'impact des chances de survie sur la descendance souhaitée : l'utilisation d'eau stagnante et le matériau du sol.²³ Les estimations montrent que les chances de survie ont, toutes choses égales par ailleurs, un effet négatif et significatif sur la descendance souhaitée, ce qui permet de rejeter la version « déterministe » du modèle au profit de la version aléatoire : les parents ont tellement peur de se retrouver avec trop peu d'enfants pour assurer leurs vieux jours qu'ils ont tendance à sur-compenser, dans leurs choix de fécondité, l'effet espéré de la mortalité infantile.

L'une des principales lacunes de ce modèle est qu'il ne prend pas en compte la tendance à l'amélioration des chances de survie. La baisse de la mortalité au Ghana n'est qu'en partie expliquée par l'évolution des caractéristiques parentales (urbanisation, généralisation de l'éducation...). Conditionnellement aux caractéristiques parentales, les chances de survie d'un enfant dépendent de sa date de naissance et l'effet de certaines caractéristiques parentales sur les chances de survie (mesuré par le vecteur de coefficients β) peut aussi varier dans le temps, comme l'atteste le cas du matériau du sol. Les enfants nés dans une maison dont le sol est en terre risquent plus de décéder en attrapant le tétanos. Or on constate que l'effet estimé du matériau du sol sur les chances de survie disparaît pour les enfants nés dans les 12 ans ayant précédé l'enquête, ce qui correspond à la date de la campagne nationale de vaccination contre le tétanos.

Ces aspects sont pris en compte dans une variante du modèle, dans laquelle les chances de survie d'enfant dépendent aussi de sa date de naissance G . L'équation (4.2) devient alors :

$$\log S(t/X, G) = \log S_0(t) \cdot \exp(X\beta(G)) \quad (4.3)$$

Les chances de survie qu'une femme peut estimer pour ses enfants varient

23. On voit ici l'intérêt du recours à l'épidémiologie. L'eau stagnante transmet les maladies diarrhéiques et la terre transmet le tétanos. Ces deux types de maladies ont été des causes importantes de décès au Ghana.

tout au long de sa vie féconde, et ces chances de survie affectant les décisions de fécondité, on peut se demander quelle est la « profondeur de la mémoire des parents », c'est-à-dire à quelle date ils se réfèrent pour estimer les chances de survie des enfants lorsqu'ils s'interrogent sur leur descendance idéale. On peut imaginer qu'ils se basent sur les chances de survie estimées au moment de leur première union, ou de l'enquête, ou de la dernière naissance, ou encore sur la moyenne des chances de survie estimées tout au long de leur vie féconde passée (moyenne sur toutes les naissances). Etant donnée la forte corrélation entre ces différents indicateurs des chances de survie, il faudrait disposer d'un très grand nombre d'observations pour répondre précisément à cette question. Ceci n'a pas été possible au Ghana, mais on peut toutefois constater que le moins bon indicateur des chances de survie dans ce contexte est celui qui correspond à la date de la première union. Ceci signifie que **les parents adaptent au moins partiellement leurs préférences en matière de fécondité à la baisse de la mortalité qu'ils observent autour d'eux tout au long de leur cycle de vie.**

Notons que ce résultat, obtenu dans un contexte statique, ne mesure que l'adaptation *ex ante* de la descendance souhaitée à la mortalité anticipée (estimée) pour les enfants (*hoarding effect*). À cet effet s'ajoute la possibilité d'adaptation *ex post* à la mortalité effectivement subie (mais aussi au sexe des premiers-nés), que nous allons maintenant analyser dans un contexte dynamique.

4.2 Constitution dynamique de la descendance

Cette section propose une approche originale pour étudier les modèles dynamiques de constitution de la descendance. Le modèle, succinctement exposé ici et développé en détail dans Picard-Tortorici (1998a), a été initialement inspirée par Gary Fields, que je tiens à remercier ici.

Au fur et à mesure de la constitution de leur descendance, les parents acquièrent de l'information sur la mortalité effective de leurs enfants, ainsi que sur leur sexe. Ils ont alors intérêt à modifier leurs choix en matière de fécondité si la mortalité effectivement subie diffère de la mortalité anticipée, ou si les enfants déjà nés n'ont pas le sexe qu'ils auraient souhaité, ce qui justifie une étude dynamique de la fécondité. Les différences entre garçons et filles ont surtout été étudiées dans des pays Asiatiques et/ou Musulmans, où les parents ont une forte *préférence pour les garçons*,

pouvant parfois aller jusqu'à l'infanticide de certaines filles. Une telle préférence est moins marquée en Afrique sub-saharienne. Il n'en demeure pas moins que garçons et filles y jouent traditionnellement des rôles fondamentalement différents, ce qui explique que les parents souhaitent avoir un certain nombre d'enfants **de chaque sexe**. Quand bien même les parents pourraient parfaitement maîtriser leur fécondité en termes de nombre de naissances ou de nombre de survivants, ils ne pourraient pas choisir le sexe des enfants à naître. Ils risquent dès lors d'être amenés à avoir *plus d'enfants qu'il ne l'auraient initialement souhaité*, du seul fait que le sexe de certains de certains d'entre eux ne correspond pas à leurs attentes.

Cette section propose une façon originale d'analyser les modèles dynamiques de constitution de la descendance, qui intègre simultanément des aléas sur les naissances, le sexe et la survie des enfants. Il serait vain de vouloir prendre en compte simultanément ces trois aléas dans un modèle dynamique **structurel** de constitution de la descendance. Cela conduirait de fait à envisager quatre possibilités (pas de naissance; naissance suivie d'un décès; naissance et survie d'un garçon ou d'une fille) à chaque date. Or, si l'on décompose la période féconde d'une femme (15 à 45 ans environ) en tranches de deux ans (intervalle minimum généralement respecté entre deux naissances), il convient de considérer $4^{15} \approx 10^9$ possibilités en début de vie féconde ! En fait, la dynamique du programme peut être simplifiée de la façon suivante : au lieu d'étudier la date des différentes naissances, l'accent est mis sur la seule succession des événements. La simplification ainsi apportée permet de prendre en compte les trois dimensions de la fécondité (garçons/filles/décès), sans être obligé de faire des hypothèses trop restrictives. Le modèle tient compte de la divergence potentielle entre descendance souhaitée et descendance effective et du calendrier des naissances. Les aspects aléatoires de la descendance sont ainsi intégrés dans un modèle économique où les parents *choisissent* leur descendance en fonction de leurs caractéristiques. La descendance souhaitée par les parents se résume alors à un ensemble de triplets représentant les nombres de garçons, de filles et de décès à partir desquels les parents jugent qu'ils ont eu *assez* d'enfants, ce qui définit, pour chaque couple de parents, une *courbe d'arrêt de la fécondité*²⁴.

24. Il s'agit en fait d'une **surface** d'arrêt dans le plan de dimension trois (n_b, n_g, d). Cet abus de langage peut se justifier par le fait que l'accent pourra, par la suite, être mis sur les deux seules variables n_b et n_g , ce qui définira une véritable courbe d'arrêt dans un plan de dimension 2.

4.2.1 Étude de la règle d'arrêt de la fécondité

Nous nous intéressons ici à la première étape du *modèle global*, dans laquelle éducation et transferts sont considérés en forme réduite. Les choix des parents en matière de fécondité visent donc à maximiser leur utilité indirecte $V(n_b, n_g, d)$ définie par l'équation (2.3), mais ils n'ont aucun moyen de contrôler à l'avance le sexe des enfants à venir, et ne peuvent pas être sûrs de leur survie. La faible substituabilité entre les transferts des garçons et des filles dans la fonction d'utilité directe U_0 se traduit par une faible substituabilité entre les garçons et les filles dans la fonction d'utilité indirecte V .

La descendance idéale (n_b^*, n_g^*, d^*) correspond au nombre de garçons et de filles que les parents auraient s'ils pouvaient choisir à l'avance le sexe des enfants, sachant qu'ils anticipent un nombre de décès proportionnel au nombre de survivants : $d = (1 - \pi_s) \cdot N = \frac{1 - \pi_s}{\pi_s} \cdot (n_b + n_g)$ et :

$$(n_b^*, n_g^*) = \arg \max_{(n_b, n_g)} V\left(n_b, n_g, d = \frac{1 - \pi_s}{\pi_s} \cdot (n_b + n_g)\right) \quad (4.4)$$

Les parents ne s'en tiendront évidemment pas au choix de (n_b^*, n_g^*) . Après chaque naissance, connaissant leur descendance atteinte à la date t (n_b^t, n_g^t, d^t) , ils peuvent *décider*²⁵ de continuer ou de s'arrêter d'avoir des enfants, en comparant entre leur utilité indirecte (certaine) $V(n_b^t, n_g^t, d^t)$ s'ils s'arrêtent et l'espérance de leur utilité s'ils ont un enfant supplémentaire :

$$EV(n_b^t, n_g^t, d^t; +1) \equiv (1 - \pi_s) \cdot V(n_b^t, n_g^t, d^t + 1) + \frac{\pi_s}{2} \cdot [V(n_b^t + 1, n_g^t, d^t) + V(n_b^t, n_g^t + 1, d^t)]$$

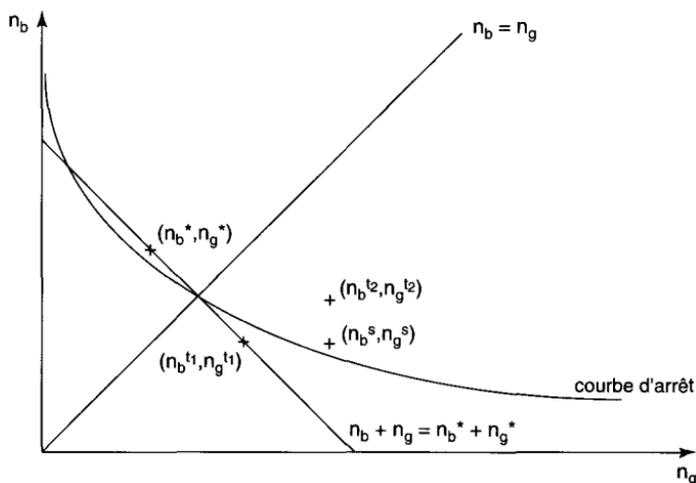
Un *point d'arrêt de la fécondité* (n_b^s, n_g^s, d^s) est alors défini (dans \mathbb{N}^3) comme la fécondité qu'ont les parents au moment où ils *décident* de s'arrêter d'avoir des enfants, c'est-à-dire au moment où $EV(n_b^t, n_g^t, d^t; +1) - V(n_b^t, n_g^t, d^t)$ devient négatif, ou encore au moment où la courbe représentant la descendance atteinte aux dates successives²⁶

25. Cette *décision* ne signifie pas qu'ils sont sûrs d'avoir un enfant supplémentaire dans le premier cas et de ne plus en avoir dans le second, mais seulement qu'ils choisissent leur comportement contraceptif pour augmenter ou réduire leur probabilité d'avoir un enfant supplémentaire.

26. Succession de segments parallèles à l'un des 3 axes, en fonction du sexe et de la survie du dernier enfant. Cette courbe est purement aléatoire, mais la vitesse à laquelle les parents se déplacent sur cette courbe est endogène, puisqu'elle résulte des choix contraceptifs.

croise la *courbe d'arrêt*. Conditionnellement au fait de se trouver sur la *courbe d'arrêt*, ce point est aléatoire.

Fig. 4.2. Courbe d'arrêt de la fécondité, descendance idéale, point d'arrêt de la fécondité et descendance atteinte à différentes dates



Pour illustrer ce processus de constitution de la descendance, oublions momentanément le nombre de décès pour nous placer dans le plan (n_b, n_g) , comme sur la figure 4.2. Considérons l'exemple (fictif, mais tout à fait plausible dans le contexte) de parents souhaitant avoir 5 garçons et 3 filles, soit huit enfants (survivants) au total : $(n_b^*, n_g^*) = (5, 3)$. Supposons qu'à la date t_1 , ils aient le nombre total d'enfants souhaité, mais avec une répartition différente : $(n_b^{t_1}, n_g^{t_1}) = (3, 5)$. Ce point étant situé en-dessous de la *courbe d'arrêt*, ils *décident* de continuer à avoir des enfants. Si l'enfant suivant était un garçon, ils arriveraient à une descendance de $(4, 5)$ située au-dessus de leur *courbe d'arrêt* et *décideraient* de s'arrêter. En revanche, dans le cas d'une fille, leur descendance $(3, 6)$ reste en-dessous de la *courbe d'arrêt*, et ils *décident* de continuer. La naissance suivante les amène enfin à un *point d'arrêt* $(n_b^a, n_g^a) = (3, 7)$. Ils ont donc dix enfants lorsqu'ils *décident* de s'arrêter. S'ils ont une naissance (non désirée) supplémentaire, ils auront, par exemple, à la date t_2 , une descendance de $(n_b^{t_2}, n_g^{t_2}) = (4, 7)$. Par rapport à leur descendance initialement souhaitée, ces parents ont donc eu trois naissances supplémentaires, dont une seule est due à un problème de contraception.

L'intérêt de cette approche est de permettre de faire la part entre les différents déterminants de la fécondité effective :

- l'impact des caractéristiques parentales X sur la fécondité désirée se retrouve dans la position de la *courbe d'arrêt* par rapport à l'origine;
- conditionnellement au fait de se trouver sur cette courbe, le *point d'arrêt* effectivement atteint est purement aléatoire : il reflète la chance sur le sexe et la survie des enfants;
- la différence entre le *point d'arrêt* souhaité et la fécondité effective dépend uniquement de l'âge de la femme et de la contraception (attitude et disponibilité).

4.2.2 Méthode d'estimation de la règle d'arrêt

La *règle d'arrêt* de la fécondité est donnée par le signe de la fonction $EV(n_b^t, n_g^t, d^t; +1) - V(n_b^t, n_g^t, d^t)$, qui n'est définie que sur \mathbb{N}^3 . Cette fonction est approchée par un polynôme d'ordre deux qui, lui, est défini sur \mathbb{R}^3 . Il est paramétré par les caractéristiques parentales susceptibles d'influencer la fécondité désirée. Certaines de ces caractéristiques sont observables (vecteur X); d'autres, résumées dans une variable aléatoire ϵ , sont inobservables. La *courbe d'arrêt* est donc définie par la condition : $A(n_b, n_g, d; X, \epsilon) = 0$, où :

$$A(n_b, n_g, d; X, \epsilon) \equiv \alpha_b n_b + \alpha_g n_g + \alpha_d d + \beta_b n_b^2 + \beta_g n_g^2 + \beta_d d^2 + \beta_{bg} n_b n_g + \beta_{bd} n_b d + \beta_{gd} n_g d - (\gamma X + \epsilon) \quad (4.5)$$

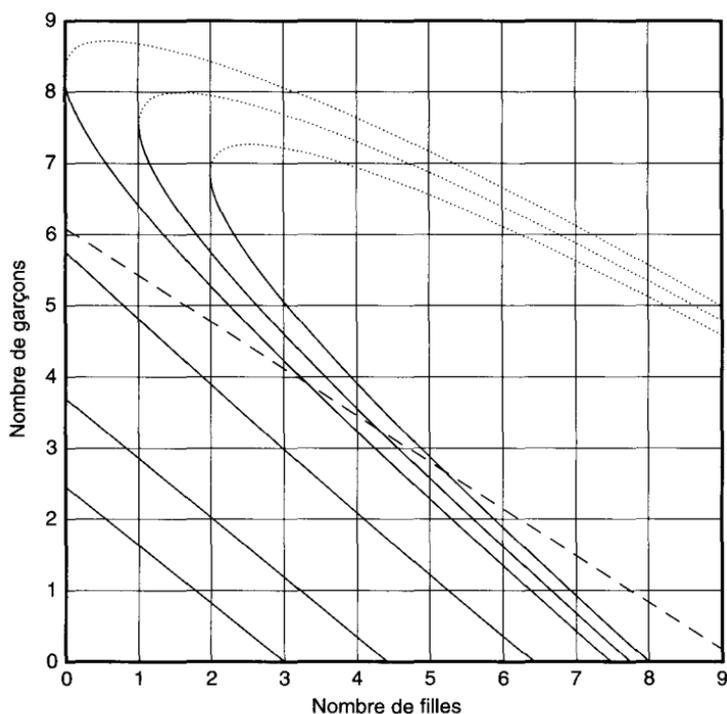
L'impact des caractéristiques parentales étant additif, les courbes d'arrêt de la fécondité sont homothétiques; le centre de l'homothétie (n_{b0}, n_{g0}, d_0) est déterminé par les coefficients α et β .

Il pourrait être tentant d'estimer ce modèle à partir de la *descendance actuelle* (n_b^t, n_g^t, d^t) observée au moment de l'enquête, c'est-à-dire d'estimer l'équation (4.5) par un modèle probit ou logit au point (n_b^t, n_g^t, d^t) . Cette démarche ne permettrait toutefois pas d'estimer correctement les coefficients α et β . Les parents adaptant, tout au long de leur vie féconde, leurs choix contraceptifs à leur descendance souhaitée, la *descendance actuelle* (n_b^t, n_g^t, d^t) dépend de toutes les variables, observables et inobservables, affectant la descendance souhaitée. Il est par conséquent impossible d'identifier la *courbe d'arrêt* par cette régression, ou d'instrumenter la *descendance actuelle*. Ces problèmes de non identifiabilité et d'endogénéité peuvent être résolus en travaillant sur la différence

entre *descendance actuelle* et *descendance souhaitée* ($\mathcal{A}(n_b^t, n_g^t, d^t; X, \epsilon) - \mathcal{A}(n_b^*, n_g^*, d^*; X, \epsilon)$), ce qui permet d'estimer sans biais les coefficients α et β .

Si elle résout les problèmes de non identifiabilité et d'endogénéité, la méthode ne permet pas de retrouver l'impact des caractéristiques parentales sur la descendance souhaitée : le terme $\gamma X + \epsilon$, qui peut être interprété comme une *propension des parents à vouloir un grand nombre d'enfants*, disparaît par différence. Il est toutefois possible, à partir de l'estimation des coefficients α et β , de tracer les différentes *courbes d'arrêt* en fonction de la *propension des parents à vouloir des enfants*, comme cela est illustré sur la figure 4.3.

Fig. 4.3. Courbes d'arrêt de la fécondité estimées pour différentes valeurs de la propension à vouloir des enfants



4.2.3 Illustration dans le cas du Ghana

L'application de cette méthode pour étudier la *règle d'arrêt* de la fécondité au Ghana a montré que (conditionnellement à la mortalité anticipée) il n'y a pas d'adaptation *ex post* à la mortalité effectivement subie

(en termes de nombre d'enfants **survivants** au moment de la *décision* d'arrêt). Ce résultat est obtenu par un simple test de nullité globale de l'ensemble des coefficients de d dans le polynôme A . Il signifie que chaque décès non anticipé est remplacé par une naissance supplémentaire. La pertinence du modèle précédent, qui rend compte de l'adaptation *ex ante* à la mortalité anticipée s'en trouve ainsi renforcée. La suite de l'analyse pourra donc être effectuée en négligeant la mortalité infantile, c'est-à-dire en se plaçant dans le plan (n_b, n_g) .

Les estimations mettent en évidence un rôle significatif du sexe des enfants dans la *règle d'arrêt*. Le *degré de substituabilité entre garçons et filles* en un point (n_b, n_g) peut être défini comme la pente de la tangente à la *courbe d'arrêt* (au signe près et en négligeant la mortalité infantile) :

$$\delta_S = \left(-\frac{\partial n_b}{\partial n_g} \right)_{\text{sur la courbe d'arrêt}} = + \frac{\partial A}{\partial n_g} / \frac{\partial A}{\partial n_b} = \frac{\alpha_g + \beta_{bg}n_b + 2\beta_g n_g}{\alpha_b + \beta_{bg}n_g + 2\beta_b n_b}$$

Des parents ayant eu n_b garçons et n_g filles sont indifférents au sexe de l'enfant suivant si $\delta_S = 1 \Leftrightarrow \frac{n_b - n_{b0}}{n_g - n_{g0}} = \frac{2\beta_g - \beta_{bg}}{2\beta_b - \beta_{bg}}$, ce qui définit une droite (en pointillés sur la courbe 4.3). En-dessous, ils préfèrent avoir un fils; au-dessus, une fille.

- La « *préférence pour la diversité* » (les parents veulent un nombre minimal d'enfants de chaque sexe) se traduit par la convexité des *courbes d'arrêt*, qui peut être vérifiée par un simple test de nullité de l'ensemble des termes de degré deux. Il se trouve largement rejeté ici. L'allure des courbes d'arrêt montre en fait que la *préférence pour la diversité* est négligeable pour les parents souhaitant peu d'enfants, mais plus marquée pour les parents désirant de nombreux enfants.
- La « *préférence pour les garçons* » (ou pour les filles) correspond à une asymétrie des *courbes d'arrêt* et peut être vérifiée par un test d'égalité des coefficients de n_b et n_g ($\alpha_b = \alpha_g$ et $\beta_b = \beta_g$). Il se trouve, lui aussi, largement rejeté ici. La courbe 4.3 montre que, pour de faibles valeurs de la *propension à vouloir des enfants*, on a : $\delta_s > 1$ sur toute la *courbe d'arrêt*, ce qui signifie que les parents souhaitant peu d'enfants ont une *préférence pour les garçons*. En revanche, les courbes d'arrêt correspondant à des valeurs élevées de la propension à vouloir des enfants sont majoritairement situées dans la zone où $\delta_s < 1$, ce qui implique que les parents souhaitant beaucoup d'enfants souhaitent aussi proportionnellement plus de filles. Il est intéressant d'interpréter ce résultat à la lumière de l'eth-

nologie. On sait en effet que le nord du pays est principalement peuplé d'ethnies matri-linéaires, et on constate que la descendance souhaitée y est beaucoup plus élevée. Il semble donc que la *préférence pour les filles* soit plus marquée dans les ethnies matri-linéaires, où la transmission de droits se fait par le biais des filles, alors que la préférence va pour les garçons dans les ethnies patri-linéaires où la transmission de droits se fait par les fils. Ceci corrobore l'importance des *transferts de biens et services spécifiques aux garçons ou aux filles* dans la détermination de la fécondité.

4.3 Choix éducatifs conditionnels à la descendance

Cette section montre combien il est important de prendre en compte l'endogénéité de la descendance lorsque l'on mesure son impact sur la demande d'éducation. Le modèle brièvement exposé ici est exposé en détail dans la communication de DeVreyer et Picard-Tortorici (1997).

De nombreuses études économétriques ont mis en évidence l'impact de la *fratrie* (nombre de frères et sœurs, intervalles entre naissances, rang de naissance) sur l'éducation des enfants. Ce résultat est toutefois obtenu sous l'hypothèse, implicite ou explicite, de fécondité exogène. Si tel n'est pas le cas, la mesure de l'impact de la descendance sur l'éducation est biaisée. Il est pourtant important de prendre en compte correctement cet effet pour orienter efficacement les politiques éducatives. La compréhension et l'évaluation des interrelations entre fécondité et éducation doivent permettre l'harmonisation des politiques conduites dans ces domaines. Ainsi, l'accroissement du nombre d'établissements scolaires peut avoir un impact plus important sur l'éducation s'il est accompagné d'une amélioration de l'offre de moyens contraceptifs. De même, une baisse de la fécondité peut être plus facilement obtenue si les parents ont de meilleures perspectives d'éducation pour leurs enfants.

Dans le cas limite où les parents contrôleraient parfaitement leur descendance, comme dans le modèle de Becker and Lewis (1973) d'arbitrage entre quantité et qualité des enfants, l'impact de la descendance sur l'éducation ne serait pas identifiable et il n'y aurait aucun sens à régresser l'une sur l'autre, sauf à disposer d'une « expérience naturelle » telle que la naissance de jumeaux (Cf. Rosenzweig and Wolpin (1980)). Dans le contexte qui nous intéresse, la fécondité est influencée, sans être complètement déterminée, par des décisions parentales, et cette fécondité exerce à son tour une influence sur les décisions éducatives. L'étude du *programme global* permet de trouver les instruments nécessaires à l'identification de

l'impact de la fécondité sur l'éducation sans qu'il soit nécessaire de recourir à des événements aussi rares que la naissance de jumeaux. On examine donc ici un modèle de demande d'éducation dans lequel la fécondité est endogène. Il correspond à la seconde étape du *programme global*, la première étant exposée ci-dessus.

Le modèle (statique) de choix éducatifs conditionnels à la descendance utilisé ici s'inspire de celui de Behrman et al. (1982) analysant les différences intra-familiales d'éducation. Ce modèle est ici généralisé et interprété quelque peu différemment pour tenir compte des particularités de la société Africaine. Cette étude statique des choix éducatifs se justifie lorsqu'il n'y a pas d'aléas sur la réussite scolaire et lorsque les parents recueillent peu d'information sur les aptitudes de leurs enfants, au fur et à mesure de leur progression dans le système scolaire²⁷, ces hypothèses n'étant pas en contradiction flagrante avec le système éducatif ghanéen.

Les modèles statiques de choix éducatifs conditionnels à la descendance peuvent expliquer l'impact du nombre d'enfants sur les niveaux éducatifs, mais pas l'impact (régulièrement observé) du rang de naissance ni des intervalles entre naissances. Jacoby (1994) suggère alors d'analyser, dans un cadre dynamique (trop complexe pour prendre en compte l'endogénéité de la fécondité) l'impact des contraintes de liquidité sur les niveaux éducatifs des différents enfants en fonction de leur rang de naissance et des intervalles entre naissances. Le modèle proposé ici offre une explication alternative, en termes d'imperfection du marché du travail, pour interpréter l'impact du rang de naissance et des intervalles intergénéraliques sur l'éducation des enfants. Contrairement à ce que prétend Jacoby, l'existence de contraintes de liquidité ne peut donc pas être testée par l'existence d'un impact de la fratrie sur la demande d'éducation.

Le modèle proposé ici offre un autre intérêt : en l'absence de contraintes de liquidité et de chocs exogènes sur l'éducation, l'étude des choix éducatifs dans la famille conditionnellement à la descendance peut s'effectuer dans un cadre statique. La simplification analytique ainsi apportée permet de prendre en compte à la fois l'endogénéité de la fécondité et ses différentes composantes (sexe et survie des enfants).

27. Voir DeVreyer et al. (1998) pour une approche alternative en présence d'aléas sur la scolarisation.

4.3.1 Généralisation et réinterprétation du modèle de Behrman, Pollak et Taubman

Reprenons le *modèle global* et considérons des parents ayant eu N naissances, dont $n = n_b + n_g$ survivants, et disposant d'un *revenu résiduel adulte* $\tilde{I}_a(N, H) = I_a - (P_n + P_H H)N$. Les différences de « coût incompressible » des garçons et des filles (P_n et P_s) sont, ici encore, négligées pour simplifier, mais les différences intra-familiales dans les coûts ($P_{E_i}(E_i; Z_i)$) et bénéfiques (salaire $I_i(E_i; Z_i)$) de l'éducation sont explicitement prises en compte par l'effet de caractéristiques individuelles Z_i .²⁸ Les *transferts de biens et services spécifiques aux garçons ou aux filles* sont négligés ici car, ne dépendant pas des niveaux éducatifs, ils n'affectent pas les décisions d'éducation.

Dans le modèle de Behrman, Pollak et Taubman, les parents maximisent une fonction d'utilité altruiste dépendant de leur propre consommation C_a et d'une fonction W croissante et concave des ressources R_i qu'ils anticipent pour chaque enfant i . R_i est la somme des revenus du travail $I_i(E_i; Z_i)$ et de son héritage b_i rémunéré au taux ρ .

$$\begin{aligned} & \max U(C_a, W(R_1(E_1, b_1; Z_1), \dots, R_n(E_n, b_n; Z_n); \mu); \delta) \\ \text{s.c.} \quad & \begin{cases} \tilde{I}_a(N, H) - P_s \cdot n = \sum_{i=1}^n b_i + \sum_{i=1}^n P_{E_i}(E_i; Z_i) + C_a \\ R_i(E_i, b_i; Z_i) = I_i(E_i; Z_i) + (1 + \rho) \cdot b_i \end{cases} \end{aligned}$$

Selon la terminologie beckerienne, dans les familles « riches », les parents transmettent à la fois du capital humain et financier à leurs enfants ($E_i > 0$ et $b_i > 0$). Les contraintes budgétaires des parents et des enfants peuvent être agrégées et on retrouve le résultat de la théorie du Capital Humain selon lequel chaque enfant est éduqué jusqu'à ce que le taux de rendement interne de son éducation égale le taux d'intérêt. Le niveau éducatif d'un enfant issu d'une famille « riche » ne dépend alors pas des revenus de ses parents ni des caractéristiques de ses frères et sœurs. Dans les familles « pauvres » (cas qui nous intéresse ici), il serait optimal d'emprunter pour financer l'éducation des enfants ($b_i < 0$), mais l'imperfection des marchés financiers impose la contrainte $\sum_{i=1}^n b_i \geq 0$. Nous l'assimilerons ici à l'épargne B du *modèle global*. D'autre part, les parents ne disposant pas des

28. Pour Behrman, Pollak et Taubman, Z_i représentent des aptitudes innées (« genetic endowments »), mais nous les interpréterons plutôt comme toute variable individuelle susceptible d'affecter la rentabilité de l'éducation d'un enfant, en particulier sa position dans la fratrie (sexe, rang de naissance, nombre de frères et sœurs en bas âge).

revenus de leurs enfants devenus *adultes*, ils ne peuvent choisir librement que les $b_i > 0$ (héritage). Comme ils n'ont plus la possibilité d'utiliser les b_i pour égaliser les ressources de leurs enfants, les parents voient maintenant l'éducation non seulement comme investissement, mais aussi comme moyen de réduire les inégalités de ressources entre enfants. Le niveau éducatif d'un enfant dépend alors des revenus de ses parents et des caractéristiques de ses frères et sœurs.

Dans le cadre du modèle de Behrman et al., la « fonction de bien-être parental spécifique » W peut être interprétée comme une fonction de bien-être social, dans laquelle μ reflète le degré d'aversion pour l'inégalité des parents et δ leur degré d'altruisme. Mais W peut être interprétée autrement dans notre contexte, comme représentant le montant des transferts monétaires perçus par les parents à leur période de *dépendance*, ce montant dépendant des revenus (soumis à des chocs aléatoires d'autant moins corrélés entre eux qu'il y a migration et diversification de activités des enfants) de chaque enfant, donc de leur éducation. μ peut alors être interprété comme un indicateur d'aversion des parents pour le risque et δ leur préférence pour le présent.

Quelle que soit l'interprétation choisie, nous retiendrons simplement que, dans les familles « pauvres », le niveau éducatif optimal pour un enfant dépend des revenus de ses parents, de ses propres caractéristiques Z_i , mais aussi de celles de ses frères et sœurs, donc de l'ensemble des caractéristiques de sa fratrie.

4.3.2 Les rôles joués par les garçons et les filles

L'impact de la fratrie sur l'éducation d'un enfant (Cf. note 28) est à mettre en relation avec le rôle attribué à chaque enfant en fonction de sa position dans la fratrie.

Ainsi, le **premier garçon** participe traditionnellement à l'activité économique de la famille, puis il reprend l'exploitation familiale (agricole ou artisanale). Trois raisons peuvent alors inciter ses parents à investir moins dans son éducation que dans celle de ses cadets. Premièrement, il constitue une main d'œuvre bon marché d'autant plus appréciable qu'elle a peu de substituts (pas de frères et sœurs) au moment où les parents choisissent son éducation. Le coût de son éducation (coût d'opportunité de son temps) est donc supérieur à celui de ses frères. Deuxièmement, la gestion d'une exploitation demande des aptitudes spécifiques qui ne sont

généralement pas enseignées à l'école, ce qui réduit d'autant la rentabilité de son éducation. Troisièmement, il touchera ainsi un héritage qui augmentera sa richesse; l'aversion de ses parents pour l'inégalité peut alors les pousser, en compensation, à investir plus dans l'éducation de ses frères et sœurs.

La **première fille** peut facilement se substituer à sa mère pour veiller sur ses jeunes frères et sœurs. On s'attend donc à ce qu'elle soit d'autant moins éduquée que leur nombre est élevé.

Toujours en raison des imperfections du marché du travail, l'activité domestique d'un garçon est probablement plus substituable à celle de ses frères qu'à celle de ses sœurs. L'éducation d'un garçon dépend donc *a priori* (et de façon croissante) plus du nombre de ses frères que du nombre de ses sœurs.

La diversification des activités des enfants peut inciter les parents à « concentrer » l'éducation sur certains enfants pour les spécialiser dans une activité moderne, les enfants non éduqués restant dans le secteur traditionnel. L'éducation d'un enfant est alors une courbe en U inversé du nombre de ses frères ou sœurs.

Enfin, si l'on ne rejette pas l'impact des contraintes de liquidité, l'éducation d'un enfant doit être une fonction décroissante du nombre de ses frères et sœurs (indépendamment de leur sexe), surtout pour les enfants rapprochés.

4.3.3 Estimation de la demande familiale d'éducation

La méthode permettant d'identifier l'impact de la descendance sur l'éducation est déduite du processus de constitution de la descendance. Éducation et fécondité étant *choisis* simultanément, il serait vain de chercher à identifier l'impact de la descendance **souhaitée** sur la demande d'éducation. En revanche, l'impact de la descendance **effective** peut être identifié grâce à des chocs exogènes sur la descendance, en particulier le sexe des enfants.

La descendance effective peut être décomposée en :

$$\underbrace{\begin{pmatrix} n_b^t \\ n_g^t \end{pmatrix}}_{\text{variables observées}} = \underbrace{\begin{pmatrix} n_b^* \\ n_g^* \end{pmatrix}}_{\text{aleas purs sur le sexe des enfants}} + \underbrace{\begin{pmatrix} n_b^s - n_b^* \\ n_g^s - n_g^* \end{pmatrix}}_{\text{echec de la contraception}} \quad (4.6)$$

L'éducation des enfants (6 à 15 ans) est estimée par probit sur la scolarisation au moment de l'enquête, la variable latente dépendant de la fratrie et de caractéristiques individuelles et parentales :

$$y_i^* = c + \gamma_b \cdot n_b + \gamma_g \cdot n_g + Z'_i \cdot \gamma_Z + X'_p \cdot \delta + u_i \quad (4.7)$$

Les variables n_b et n_g étant endogènes dans cette expression, l'écriture de y_i^* est transformée de la façon suivante, pour faire apparaître les différences ($n_b - n_b^*$) et ($n_g - n_g^*$) :

$$y_i^* = c + \gamma_b \cdot (n_b - n_b^*) + \gamma_g \cdot (n_g - n_g^*) + Z'_i \cdot \gamma_Z + X'_p \cdot \delta + \gamma_b \cdot n_b^* + \gamma_g \cdot n_g^* + u_i$$

Cette écriture nous permet d'obtenir la valeur des coefficients γ_b et γ_g , à condition toutefois de pouvoir contrôler l'effet des termes $\gamma_b \cdot n_b^*$ et $\gamma_g \cdot n_g^*$. Or, n_b^* et n_g^* dépendent exactement des mêmes caractéristiques parentales X_p que la demande d'éducation (d'après le modèle d'*arbitrage entre quantité et qualité des enfants*). Par conséquent, la variable latente peut être mise sous la forme suivante :

$$y_i^* = c + \gamma_b \cdot (n_b - n_b^*) + \gamma_g \cdot (n_g - n_g^*) + Z'_i \cdot \gamma_Z + X'_p \cdot \eta + u_i \quad (4.8)$$

où les coefficients (η) des variables familiales mesurent non seulement leurs effets directs (δ) sur la probabilité d'être scolarisé, mais également leurs effets indirects à travers la fécondité optimale.

Enfin, les différences $n_b - n_b^*$ et $n_g - n_g^*$, qui résultent des aléas sur le sexe des enfants et de la contraception, sont instrumentées²⁹ par le pourcentage de garçons parmi les survivants, l'attitude *a priori* de la mère face à la Planification Familiale et une série de *proxies* pour l'offre locale de planification familiale.³⁰

L'estimation de l'équation (4.7) donne des résultats conformes à ceux couramment trouvés dans la littérature, aussi bien en ce qui concerne les caractéristiques exogènes que la fratrie. L'effet des exogènes n'est pas sensiblement modifié lorsque l'on corrige pour l'endogénéité de la descendance (équation (4.8)), ce qui implique que leur effet indirect (à travers

29. En l'absence d'instrumentation, il subsiste un biais d'endogénéité dans l'équation (4.8) dans le cas (probable) où les offres locales d'éducation et de contraception sont corrélées. L'instrumentation (Cf. Smith and Blundell (1986)) consiste à régresser $n_b - n_b^*$ et $n_g - n_g^*$ sur l'ensemble des variables explicatives et les instruments, puis à ajouter les résidus obtenus à la liste des variables explicatives dans l'équation (4.8).

30. Faute de données locales, ces *proxies* correspondent aux moyennes calculées, dans un sous-échantillon de femmes résidant à proximité, à partir des réponses à des questions sur la connaissance et la disponibilité de moyens contraceptifs modernes.

la fécondité optimale) est négligeable par rapport à leur effet direct sur l'éducation.

Il en va autrement pour l'effet de la fratrie, qui disparaît presque complètement lorsque l'on corrige pour l'endogénéité de la descendance. Concernant le rang de naissance, les estimations (avec instrumentation) confirment que le premier garçon est moins éduqué que ses frères et sœurs, mais les aînées ne se semblent pas traitées différemment des cadettes. La présence d'enfants en bas âge réduit bien l'éducation des filles, mais pas très significativement.

L'effet du nombre de frères et sœurs est peu significatif et très variable d'une équation à l'autre. Le seul résultat stable à ce titre est l'impact négatif du nombre de frères sur l'éducation d'un garçon. Il suggère une compétition entre les différents garçons d'une famille pour l'éducation. Notons toutefois que, compte tenu de la variable retenue pour mesurer l'éducation (scolarisation au moment de l'enquête), cela peut simplement signifier que les garçons ne sont généralement pas scolarisés simultanément, mais n'implique pas nécessairement que ceux qui sont scolarisés le sont moins longtemps.

5. Conclusion

De nombreuses contributions mettent en évidence les interrelations entre fécondité, mortalité infantile et éducation des enfants dans les pays en développement. Il s'agit toutefois là de relations très difficiles à mesurer car ces variables résultent de choix simultanés des parents en matière de fécondité et d'investissements en capital humain des enfants (risque de non identifiabilité), et dépendent de caractéristiques parentales qui leur sont communes, dont certaines sont inobservables (source d'endogénéité), et sont soumises à différents aléas. Des difficultés similaires apparaissent dans l'étude de l'impact de la descendance passée sur les décisions ultérieures en matière de fécondité.

Il convient donc d'analyser précisément ces différentes variables dans un modèle global, et d'en déduire des solutions économétriques adaptées qui permettent, en accord avec le modèle, de mesurer correctement les différentes relations. Dans cette optique, nous avons montré comment l'omission du caractère endogène de certaines variables pouvait biaiser les conclusions (cas de l'éducation) et comment le recours à d'autres disciplines pouvait aider au choix des variables identifiantes (cas de

l'épidémiologie) pour identifier l'impact des chances de survie sur la descendance souhaitée).

L'étude du cas Ghanéen a mis en évidence une adaptation *ex ante* de la descendance souhaitée à la mortalité anticipée, mais pas d'adaptation significative *ex post* de la *fécondité d'arrêt* à la mortalité effectivement subie. Les parents ont en effet tendance à sur-compenser l'effet espéré de la mortalité infantile de façon à limiter le risque de se retrouver avec trop peu d'enfants survivants. Toutefois, les parents qui n'ont pas subi le nombre de décès auquel ils pouvaient s'attendre ont tendance à remplacer exactement chaque décès non anticipé par une naissance supplémentaire. En revanche, la *fécondité d'arrêt* est significativement affectée par le sexe des premiers-nés. Ces relations peuvent s'expliquer par les *transferts* que les parents attendent de leurs enfants, et qui constituent en Afrique une assurance-vieillesse sans véritable substitut.

Enfin, lorsque l'on contrôle pour l'endogénéité de la descendance, la demande d'éducation n'est que marginalement affectée par la fratrie. La forte corrélation entre fécondité et éducation des enfants s'explique alors principalement par le fait que ces choix sont simultanés et affectés par les mêmes variables, mais elle ne permet en aucun cas de penser qu'une réduction de la fécondité obtenue par amélioration de l'offre de planification familiale s'accompagnerait nécessairement d'une augmentation de la demande d'éducation.

Deux principales recommandations peuvent être tirées de ces résultats pour guider les choix en matière de politique économique, sanitaire ou démographique. Il convient en premier lieu de poursuivre l'effort de réduction de la mortalité infantile par le biais des campagnes de vaccination et autres mesures sanitaires car, en plus de leurs effets directs incontestables, elles sont susceptibles d'avoir des effets secondaires souhaitables en matière de réduction de la fécondité et d'augmentation de la demande d'éducation. En second lieu, une harmonisation des politiques incitatives en matière de planification familiale et d'éducation devrait améliorer l'efficacité des politiques dans ces deux domaines : il s'agit de donner aux parents les moyens de contrôler leur fécondité en même temps qu'ils sont incités à avoir moins d'enfants et à mieux les éduquer.

Bibliographie

- BECKER Gary S., *A treatise on the Family*, enlarged ed., Harvard University Press, 1991.
- BECKER Gary S., *Human Capital*, third ed., The University of Chicago Press, 1992.
- BECKER Gary S. and Gregg LEWIS, Interaction between Quantity and Quality of Children, *Journal of Political Economy*, 1973, 81-1, pp. 81-90.
- BEHRMAN Jere R., Robert POLLAK and Paul TAUBMAN, Parental Preferences and Provision for Progeny, *Journal of Political Economy*, 1982, 91-1, pp. 52-73.
- BEN PORATH Yoram, The production of Human Capital and the life cycle earnings, *Journal of Political Economy*, 1967, 75, pp. 352-366.
- BEN PORATH Yoram, Fertility Response to Child Mortality : Micro Data from Israel, *Journal of Political Economy*, 1976, 84-4, pt.2, pp. S163-S178.
- BESLEY Timothy, Stephen COATE and Glenn LOURY, The economics of rotating savings and credit associations, *American Economic Review*, 1993, 83-4, pp. 792-810.
- BULATO Rodolfo A. and Ronald D. LEE, A framework for the Study of Fertility Determinants, in R. Bulato and R. Lee, eds., *Determinants of Fertility in Developing Countries, Vol.1 : Supply and Demand for Children*, 1-26, New York : Academic Press, 1983.
- CAIN Mead, Fertility as an adjustment to risk, *Population and Development Review*, 1983, 9-4, pp. 688-702.
- CALDWELL John C., Les tendances démographiques et leurs causes : Le cas de l'Afrique est-il différent ?, in « Congrès et colloques, 13, Chapitre 3, INED, PARIS, 1993.
- DEVREYER Philippe et Nathalie PICARD-TORTORICI, Impact de la constitution de la fratrie sur la demande d'éducation en Afrique, communication aux 14^e Journées de Microéconomie Appliquée, Marrakech, 1997.
- DEVREYER Philippe et Nathalie PICARD-TORTORICI, Sylvie LAMBERT et Thierry MAGNAC, Educating Children : a Look at Household Behaviour in Côte d'Ivoire, Mimeo, 1998.

- EASTERLIN Richard et Eileen M. CRIMMINS, *The fertility revolution*, The University of Chicago Press, 1985.
- JACOBY Hanan, Borrowing constraints and progress through school: Evidence from Peru, *Review of Economics and Statistics*, 1994, 76-1, pp. 151-160.
- PICARD-TORTORICI Nathalie, Quantity and quality of children in Africa: Measuring the impact of ex ante mortality, communication aux V^e Journées des Jeunes Économètres, Dijon, 1997.
- PICARD-TORTORICI Nathalie, Dynamic fertility models: A new approach, communication à Twelfth Annual Conference of the ESPE, Amsterdam, 1998a.
- PICARD-TORTORICI Nathalie, *Quantité et qualité des enfants en présence de mortalité infantile endogène: Aspects théoriques et application au cas Ghanéen*, Thèse de doctorat, École des Hautes Études en Sciences Sociales, PARIS 1998.
- PICARD-TORTORICI Nathalie, Quantity and quality of children in Africa: The impact of anticipated child mortality, communication à *Économetric Society European Meeting*, Berlin, 1998.
- ROSENZWEIG Marc R. and Kenneth I. WOLPIN, Testing the Quantity-Quality Fertility Model: The Use of Twins as a Natural Experiment, *Econometrica*, 1980, 48-1, pp. 227-240.
- ROSENZWEIG Mark R. and Robert EVENSON, Fertility, Schooling and the Economic Contribution of Children in Rural India: An Econometric Analysis, *Econometrica*, 1977, 45-5, pp. 1065-1079.
- SMITH Richard and Richard BLUNDELL, An exogeneity test for a simultaneous equation tobit model with an application to labor supply, *Econometrica*, 1986, 54-3, pp. 679-685.

Résumé

Pour allouer efficacement les dépenses publiques dans les pays en développement, il faut pouvoir évaluer précisément l'impact de mesures visant à améliorer le niveau de vie général, l'offre d'éducation, de Planification Familiale ou de soins de santé, ou visant à réduire la fécondité et la mortalité infantile.

Étant donnée leur nature, la bonne compréhension des phénomènes étudiés a beaucoup à gagner à une approche globale et pluridisciplinaire, alliant les aspects théoriques et empiriques. L'analyse des déterminants et interrelations entre fécondité, santé, mortalité infantile et éducation montre que les estimations couramment trouvées dans la littérature, basées sur des modèles trop partiels, sont bien souvent entachées de biais d'endogénéité et peuvent conduire à des recommandations erronées de politique économique, démographique ou sanitaire.

Le modèle développé ici propose des solutions économétriques pour améliorer les estimations, comme cela est illustré dans le cas du Ghana.

Abstract

An efficient allocation of public expenses in developing countries requires a good evaluation of potential action aimed at improving living standards, Family Planning, education or health supply, or at reducing fertility or child and infant mortality.

The comprehension of such phenomena can be considerably improved when one has an overview on the program; when the economic approach is completed by reference to other research fields such as demography, ethnology or epidemics; and when theoretical and empirical aspects are developed simultaneously and consistently.

The global model developed here suggests that one should be cautious with some empirical results commonly found in the literature, based on too partial relationships between fertility, health, mortality and education. Such results may be affected by simultaneity or endogeneity bias, so they may lead to misleading conclusions concerning economic, demographic or health policy. However, econometric solutions can be found, consistently with the global program, to improve estimates.

Mots-clé

fécondité; mortalité; éducation; assurance-vieillesse; endogénéité; Ghana

Keywords

fertility; mortality; education; old age insurance; endogeneity; Ghana

JEL

J13, O12