Université de Montréal

Fécondité, migration et éducation en Côte d'Ivoire

par

Arsène Kouadio Konan

Département de sciences économiques

Faculté des arts et des sciences

Thèse présentée à la Faculté des études supérieures
en vue de l'obtention du grade de
Philosophiæ Doctor (Ph.D.)
en sciences économiques

février, 1993

© Arsène Kouadio Konan, 1993

Université de Montréal
Faculté des études supérieures

Cette thèse intitulée :

"Fécondité, migration et éducation en Côte d'Ivoire"

présentée par :

Arsène Kouadio Konan

a été évaluée par un jury composé des personnes suivantes :

André Martens	:	président-rapporteur
Claude Montmarquette	:	directeur de recherche
Marcel Dagenais	:	membre du jury
Émile Ollivier	:	représentant du doyen de la F.E.S.
Marie-Christine Challier	:	examinatrice externe, Université d'Aix-Marseille

Thèse acceptée le : 15 avril 1993

SOMMAIRE

Il n'est pas exagéré de dire que les décisions prises par les individus ou les ménages dans une société influencent de manière significative le cours du développement économique et social de cette dernière. C'est le cas dans les décisions en matière de fécondité, de migration, d'éducation ou quand on choisit un secteur d'activité. À cet égard, la manière dont les membres d'une famille sont éduqués ou acquièrent leur formation détermine la dotation ultérieure en capital humain de l'économie. Les décisions des ménages ou individus sont affectées par le cadre institutionnel composé des marchés, des lois et des réglementations en vigueur dans le pays.

La nouvelle "économie de la famille" se préoccupe d'internaliser les externalités des différents agents économiques en vue de permettre le passage de la recherche de l'optimalité des décisions d'un point de vue privé au point de vue social. C'est dans ce contexte là seulement qu'on peut raisonnablement analyser les conséquences des comportements de population en matière de procréation, de mobilité ou d'éducation.

Notre étude s'insère dans l'économie des ressources humaines. Celle-ci connaît à juste titre un regain d'intérêt ces dernières années, spécialement pour les économistes de développement. La croissance démographique, la migration urbaine et l'orientation du système éducatif préoccupent aujourd'hui plus d'un spécialiste dans les recherches de promotion de la croissance économique en pays sous-développés. C'est donc dans le but d'apporter une modeste contribution à la compréhension de ces phénomènes en Côte d'Ivoire que nous avons choisi de traiter ce sujet.

Dans la première partie de cette thèse nous montrons, à l'aide d'un modèle microéconomique de déséquilibre de fécondité, l'inefficacité du programme de planning familial pour limiter la taille de la famille en Côte d'Ivoire.

Avec des données inédites, nous parvenons à estimer de manière simultanée les fonctions d'offre et de demande d'enfants adaptées au

contexte ivoirien. Les résultats des estimations économétriques révèlent que la majorité des couples présente un déficit d'enfants et, par conséquent, sont moins enclin à se prêter au contrôle institutionnel des naissances. Ce phénomène va à l'encontre de l'hypothèse implicite de prévalence d'excédents d'enfants émise par les promoteurs de ces programmes dans les pays où ils sont appliqués et conditionnels à leurs succès.

Dans la deuxième partie nous montrons qu'une proportion importante des jeunes migrants des zones rurales vers les zones urbaines sort du cadre traditionnel du modèle "TODARIEN" par le biais d'une décision économique rationnelle d'investissement en capital humain. Ce phénomène intègre un modèle scolaire qui s'articule sur trois fonctions de fréquentation, de dépenses et de rendement scolaires. Il ressort de nos analyses que la motivation des jeunes ruraux à s'éduquer reste en grande partie tributaire des subventions de l'État au système éducatif.

Enfin dans la troisième partie, nous introduisons la variable qualité dans un modèle "MINCERIEN" d'équations simultanées. Nous montrons avec les données dont nous disposons, la légitimité de la prise en compte, d'une part, de l'existence de deux secteurs d'activité au niveau des emplois modernes et, d'autre part, de l'endogénéisation des préférences des travailleurs pour un secteur donné. Nos résultats indiquent que, contrairement à la croyance de certains auteurs, l'écart salarial au profit du secteur privé suggère une préférence des travailleurs pour ce dernier, que le taux de rendement de l'éducation augmente avec le niveau d'études d'une part et avec la qualité de la formation d'autre part. Ainsi pouvons-nous avancer, par ailleurs, que de sérieuses réserves doivent être émises sur les propositions des partisans de l'expansion de l'éducation primaire au détriment des formations secondaires, universitaires et même techniques dont les travaux sont basés sur le modèle quantitatif conventionnel. Le développement parallèle de l'ensemble du système éducatif et du secteur privé s'avère alors indispensable.

Mots-clés : *Économie Familiale, Fécondité, Programme de Planning Familial, Migration Interne, Modèle Todarien, Capital Humain, Modèle Mincérien.*

TABLE DES MATIÈRES

SOMMAIRE i1

TABLE DES MATIÈRES i3

LISTE DES TABLEAUX i6

LISTE DES GRAPHIQUES i9

DÉDICACE i10

REMERCIEMENTS i11

INTRODUCTION GÉNÉRALE i13

SUJET 1 : FÉCONDITÉ

ESTIMATION DE L'EFFICACITÉ DU PROGRAMME DE PLANNING FAMILIAL EN CÔTE D'IVOIRE À TRAVERS UN MODÈLE DE DÉSÉQUILIBRE DE LA FÉCONDITÉ : OFFRE D'ENFANTS VERSUS DEMANDE D'ENFANTS

I INTRODUCTION 1

II LA REVUE DE LA LITTÉRATURE 5

2.1 La demande 5

2.2 La demande avec une variation des préférences 9

2.3 La demande et l'incertitude 13

2.4 L'introduction timide de l'offre 16

2.5 L'offre dans les pays en développement 18

2.6 Un cadre synthétique 23

III LE MODÈLE THÉORIQUE 30

IV LA SPÉCIFICATION EMPIRIQUE DU MODÈLE 36

4.1 L'échantillon 36

4.2 Définition des variables 37

4.3 Les équations empiriques 39

i4

V LES RÉSULTATS DES ESTIMATIONS 45

5.1 Estimation en deux phases 48

5.2 Estimation uniphase 51

5.3 Test du régime de fécondité par le calcul des probabilités 55

VI CONCLUSION 59

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES 60

SUJET 2 : MIGRATION

MIGRATION : DÉCISION POUR INVESTISSEMENT EN CAPITAL HUMAIN

I. INTRODUCTION 64

II. LA REVUE DE LA LITTÉRATURE RÉCENTE 73

2.1. L'approche traditionnelle : l'emploi, l'objet direct de la migration urbaine 73

2.2. Vers une nouvelle approche dans l'étude de la migration 77

III. LE MODÈLE 78

3.1. Spécification théorique 79

3.2. Spécification empirique 83

IV. ESTIMATIONS ET RÉSULTATS 93

4.1. Étude du phénomène migratoire dans son ensemble 93

4.2. Un modèle scolaire 95

4.3. Estimation du critère de décision d'acquisition de capital humain des migrants urbains : procédures et analyses 98

V. CONCLUSION 106

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES 108

SUJET 3 : ÉDUCATION

UNE NOUVELLE ESTIMATION DU TAUX DE RENDEMENT DE L'ÉDUCATION : INCORPORATION DE LA VARIABLE QUALITÉ DANS LE MODÈLE "MINCERIEN" AVEC ÉQUATIONS SIMULTANÉES DANS UN CONTEXTE DE MARCHÉ DE TRAVAIL SEGMENTÉ; APPLICATION AUX DONNÉES DE CÔTE D'IVOIRE

I. INTRODUCTION 116

II. PRÉSENTATION DU MODÈLE THÉORIQUE 122

III. ESTIMATION ÉCONOMÉTRIQUE DU MODÈLE 127

3.1. Définition des variables 127

3.2. Équations empiriques et estimations 129

V. CONCLUSION 138

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES 140

LISTE DES TABLEAUX

SUJET 1

TABLEAU 1	Moyenne et écart-type des variables du modèle	39
TABLEAU 2	Demande d'enfants : estimation par une régression MCO	45
TABLEAU 3	Taux de survie : estimation par la fonction de vraisemblance	47
TABLEAU 4	Nombre d'enfants effectifs (N_e) ou demande ajustée : estimation par régression non linéaire	49
TABLEAU 5	Offre d'enfants (O_e) avec paramètres non contraints	50
TABLEAU 6	Les déterminants de la fécondité observée (N_e)	53
TABLEAU 7	Caractéristiques socio-économiques : groupe-offre déficitaire versus groupe-offre excédentaire	57
TABLEAU 8	Satisfaction de la fécondité	58
TABLEAU 9	Insuffisance de la fécondité	58
TABLEAU A.	Définition des variables croisées	63

SUJET 2

TABLEAU 1	Données de structure	66
TABLEAU 2	Données de mouvement	67
TABLEAU 3	Évolution de la population de 1920 à 1983	68
TABLEAU 4	Évolution de la population selon le milieu d'habitat de 1920 à 1983	68
TABLEAU 5	Accroissement de la population urbaine de 1921 à 1990	69
TABLEAU 6	Croissance de la ville d'Abidjan	70
TABLEAU 7	Flux et soldes migratoires internes	71
TABLEAU 8	Récapitulatif des "proxies" entrant dans le calcul de la valeur actualisée nette anticipée de la migration	91
TABLEAU 9	Probabilité de migrer	93

TABLEAU 10	Probabilité d'étudier	96
TABLEAU 11	Dépenses d'études	98
TABLEAU 12	Probabilité d'investir en capital humain	99
TABLEAU 14	Valeur actualisée nette de différentes sous-populations	102
TABLEAU 15	Taux de rendement anticipé de la migration	104
TABLEAU A.1	Statistiques sur les variables du tableau 9	111
TABLEAU A.2	Statistiques sur les variables du tableau 10	112
TABLEAU A.3	Statistiques sur les variables du tableau 11	113
TABLEAU A.4	Statistiques sur les variables du tableau 12	114

SUJET 3

TABLEAU 1	Probabilité de travailler dans le secteur privé	130
TABLEAU 2	Détermination du revenu salarial par les moindres carrés ordinaires	132
TABLEAU 3	Structure de salaire à choix endogène	136
TABLEAU A.1	Statistiques sur l'ensemble des variables : les deux secteurs réunis	143
TABLEAU A.2	Statistiques sur l'ensemble des variables : le secteur privé	144
TABLEAU A.3	Statistiques sur l'ensemble des variables : le secteur public	145

LISTE DES GRAPHIQUES

GRAPHIQUE 2.1	Fonction d'utilité des enfants	8
GRAPHIQUE 2.2	Fonction d'utilité biens-enfants	12
GRAPHIQUE 2.3	Fonction d'utilité avec incertitude	15
GRAPHIQUE 2.4	Fonction de revenu futur aléatoire	15
GRAPHIQUE 2.5	Courbe consommation-revenu	26
GRAPHIQUE 2.6	Évolution de la structure de fécondité	28

DÉDICACE

à mon père,

à la mémoire de ma mère,

à mon épouse,

à mes enfants et

à mes frères et soeurs.

REMERCIEMENTS

Au terme de cette formation, je tiens à remercier tout particulièrement le professeur Claude Montmarquette pour tout son soutien et ses encouragements dans la conduite de cette thèse, pour avoir fortifié mon intérêt pour l'Économie des Ressources Humaines et m'avoir fait profiter de son énorme expérience en matière de recherche. Je le remercie également pour les nombreux conseils qu'il m'a prodigués chaque fois que c'était nécessaire et pour son entière disponibilité à mon égard durant tout mon séjour au département. Je le remercie enfin pour m'avoir autorisé à utiliser son riche matériel informatique dans le traitement de mes données. C'est pour moi un grand privilège que d'avoir fait sa connaissance, d'avoir été son étudiant et d'avoir eu l'occasion d'apprécier non seulement ses qualités d'homme mais aussi sa vertu de meneur d'homme. Je lui en suis infiniment reconnaissant et lui témoigne, en cet heureux moment, toute ma gratitude.

Je remercie monsieur Marcel Dagenais pour ses généreux conseils en économétrie et madame Marie-Christine Challier pour l'attention particulière apportée à la lecture de cette thèse.

Je remercie l'Institut de Statistique de Côte d'Ivoire et spécialement messieurs Idrissa Ouattara et Kouakou Chia Blé, mesdames Janine Coulibaly et Lucienne Tiapani pour m'avoir autorisé l'accès à toutes les données qui m'ont permis de réaliser cette thèse.

Je remercie le Programme de Bourse de la Francophonie pour son soutien matériel et financier dans l'acquisition de cette formation. Je remercie spécialement madame Yveline Côté pour sa grande compréhension et pour toutes les délicates attentions dont j'ai été entouré pendant mon séjour au Canada.

Je remercie le programme Paradi pour son support financier dans la rédaction de cette thèse.

Je remercie également le professeur André Martens pour ses pertinents conseils et pour sa très grande compréhension des problèmes combien divers des étudiants étrangers.

Je remercie madame Sophie Mahseredjian pour les longues séances de travail que nous avons eues ensemble dans le cadre des différentes applications informatiques.

Je remercie mademoiselle Josée Lafontaine pour toute la minutie dont elle a fait preuve dans la dactylographie de ce texte.

Je remercie enfin le personnel enseignant, le personnel administratif et mes camarades étudiants du département pour les cordiales attentions dont j'ai été l'objet et pour toute l'amitié qu'ils m'ont témoignée.

À tous, je souhaite beaucoup de succès.

"Economics of population is a cheerful science"

Julian Lincoln Simon, 1975

INTRODUCTION GÉNÉRALE

Malgré l'accroissement de sa population, le revenu dans l'ensemble des pays sous-développés a connu une hausse substantielle d'environ cinq pour cent annuellement depuis la deuxième guerre mondiale.

Cependant plusieurs organismes de développement dont la Banque Mondiale y dénoncent la croissance démographique ces dernières années qu'ils qualifient d'excessive et prônent, par conséquent, le Programme de Planning Familial pour la freiner.

Jusqu'ici aucun consensus ne se dégage parmi les économistes du développement sur l'impact d'une accélération démographique sur la croissance économique des pays pauvres. Le débat se concentre plutôt sur l'importance quantitative d'une rapide croissance démographique avec un accent sur les politiques macroéconomiques et le changement des institutions.

Trois courants dominants traitent de l'introduction de la population dans la théorie de la croissance économique :

a) les pessimistes (Solow 1956, Coole et Hoover 1958) pour qui seul le progrès technique peut sauver l'économie de l'effet néfaste de la croissance démographique;

b) les optimistes (Adam Smith 1784, Marshall 1890, Samuelson 1958, Boserup 1965, 1981) privilégient l'innovation technologique découlant de la pression démographique, notamment dans l'agriculture. Pour eux également, une population

croissante peut stimuler la demande et donc réduire les risques d'investissement;

c) les révisionnistes (Schultz 1978, Demeny 1971) sont les plus modérés et considèrent le phénomène très complexe car les effets de la croissance démographique varient, selon eux, suivant le temps, le lieu et les circonstances. Ses conséquences pour le long terme demeurent encore imprévisibles.

Mais soutenir le besoin de Programme de Planning Familial dans un cadre pessimiste comme le recommande la Banque Mondiale suppose qu'on ait, au préalable, étudié la structure de la fécondité des populations en cause. Ce qui ne nous semble pas apparaître à première vue. Et c'est pour combler cette insuffisance dans le cas de la Côte d'Ivoire que nous y consacrons la première partie de notre recherche à travers un modèle microéconomique de déséquilibre.

D'un autre côté, même si le succès de l'industrialisation entretient l'urbanisation, les économistes s'interrogent aujourd'hui sur les causes de la croissance démographique accélérée des villes du tiers-monde depuis les années 1950. Les deux principales hypothèses sont le taux de croissance démographique inédit exerçant une pression sur les populations dépourvues de terre cultivable en direction des villes (démographes malthusiens) et les forces économiques attrayantes des villes (la plupart des économistes).

Selon certains auteurs, la croissance des villes dans les pays en développement n'est pas un phénomène nouveau mais plutôt un phénomène de transition obéissant à un modèle logistique avec la diffusion de la technologie. D'autres ajoutent que même si la croissance des villes récentes a été exceptionnelle l'urbanisation est restée conventionnelle par rapport à l'histoire.

En Côte d'Ivoire la proportion de la population rurale diminue progressivement avec une baisse de 25% sur une trentaine d'années pendant que la croissance de la population urbaine enregistre une hausse en effectif de plus de 300%. Le pays apparaissait faiblement urbanisé dans

l'ensemble des pays de l'Afrique de l'ouest jusqu'aux années 1940. Aujourd'hui pourtant c'est l'un des pays les plus urbanisés de la sous-région. Les résultats d'enquêtes démographiques montrent que Abidjan la capitale demeure, par son solde migratoire annuel, la localité la plus attrayante parmi les villes alors que le milieu rural demeure très répulsif au profit des zones urbaines. Les différents courants couvrent normalement les migrations scolaires pour de nombreux jeunes étudiants, les migrations saisonnières dictées par les besoins de main-d'oeuvre et les migrations commerciales.

Nous envisageons dans la deuxième partie de notre recherche d'étudier le rôle de la migration individuelle en Côte d'Ivoire dans la croissance urbaine, de distinguer les différents types de migration interne, leurs causes et les populations soumises à ce phénomène à l'aide d'un modèle microéconomique d'investissement en capital humain.

On observe en même temps une expansion rapide de la demande de l'éducation comme dans les autres pays d'Afrique depuis les années 1960 et dans la plupart des pays sous-développés. Dès lors se pose le problème de l'intervention de l'État dans le financement du système éducatif. Cette intervention est plus ou moins appréciée selon que l'on privilégie le taux de rendement social (externalités positives) ou le taux de rendement privé.

L'importance de l'éducation provient du fait qu'elle peut être considérée comme un bien d'investissement ou un bien de consommation, un bien public ou un bien privé. Ce qui rend relativement difficile l'examen complet de sa demande.

Dans le cadre de cette thèse, nous nous intéressons à l'aspect investissement de l'éducation. Ce type d'analyse a dominé la littérature depuis la période classique mais aujourd'hui les calculs du taux de rendement de l'éducation repose sur le modèle du revenu salarial de J. Mincer. Bien que ce modèle ait contribué au développement de l'économie du travail, il souffre d'insuffisances dans sa formulation économétrique avec la non prise en compte de l'auto-sélection des travailleurs dans les différents secteurs d'activité considérés homogènes à l'origine. Plusieurs auteurs, avec à leur tête G. Psacharopoulos ont appliqué le

modèle traditionnel de Mincer à plusieurs pays en développement et sont arrivés à la conclusion que la priorité devrait être accordée au développement de l'éducation primaire. C'est contre cette proposition que nous nous élevons ici en estimant, avec les données de Côte d'Ivoire, un modèle de capital humain qui incorpore la variable qualité, les préférences endogènes sur un marché de travail segmenté dans la détermination du taux de rendement privé.

Notre hypothèse de travail dans cette troisième et dernière partie de la thèse est que, d'une part, ce taux au lieu de baisser augmente plutôt avec le niveau et la qualité de la formation et que, d'autre part, le développement du secteur moderne privé peut servir de contrepoids dans un contexte de restriction budgétaire. Une considération plus globale de la productivité que l'éducation génère dans l'économie suggère une autre manière d'envisager le financement du système éducatif; peut être conduisant moins vers une spécialisation dans les écoles primaires.

SUJET 1 : FÉCONDITÉ

ESTIMATION DE L'EFFICACITÉ DU PROGRAMME DE PLANNING FAMILIAL EN CÔTE D'IVOIRE À TRAVERS UN MODÈLE DE DÉSÉQUILIBRE DE LA FÉCONDITÉ : OFFRE D'ENFANTS VERSUS DEMANDE D'ENFANTS

Centre de do
AVR 2 1993
ciences é

I. INTRODUCTION

Comme si Malthus venait de publier son traité de 1798[1] sur la population, le débat sur le lien entre croissance démographique et développement économique demeure aujourd'hui un sujet de controverse qui est loin d'un consensus.

Malgré le "BABYBOOM" de la période d'après-guerre, on pense que les pays industrialisés ont actuellement achevé leur transition démographique sans avoir jamais excédé des taux de croissance démographique annuels de 1,5%. Au cours de la même période, les taux de croissance démographique dans les pays en développement (qui sont supposés être en phase de transition démographique) ont atteint des niveaux records de 2,5%. On pense que la population mondiale atteindra près de 10 milliards en l'an 2050 dont 20% dans les pays industrialisés[2].

Le revenu dans l'ensemble des pays pauvres a connu une hausse substantielle d'environ 5% annuellement depuis la deuxième guerre mondiale (contre la prédiction de Malthus). Cependant le rapport de la Banque mondiale en 1984 et récemment celui de 1991[3] ont dénoncé la croissance démographique dans ces derniers et prôné le programme de planning familial pour freiner cet accroissement démographique qu'ils qualifient d'excessif.

Avant de parler de l'efficacité des programmes de planning familial, il convient d'abord de situer la position de la Banque mondiale par rapport aux théories de la fécondité et aux causes et conséquences économiques de l'accroissement démographique.

Jusqu'ici aucun accord n'existe sur l'effet d'une croissance démographique accélérée sur la croissance économique des pays pauvres[4].

---

[1]Malthus, T.R., 1926.

[2]Birdsall, Nancy, 1988.

[3]Banque mondiale, 1984, 1991.

[4]Birdsall, Nancy, op. cit.

Le débat tourne plutôt généralement autour de l'importance quantitative d'une rapide croissance démographique (effet minimal si négatif) avec un accent sur les politiques macroéconomiques pour pauvres et sur le changement des institutions.

Depuis le traité de Malthus (théorie de subsistance à long terme), trois courants dominants traitent de l'introduction de la population dans la théorie de la croissance économique.

a) Les pessimistes

Solow[5] - modèle de croissance à un seul secteur : une croissance trop rapide de la population conduit à une baisse de la consommation par tête du fait de la baisse de la productivité des travailleurs (rendement d'échelle constant).

Coale et Hoover[6] - modèle d'équilibre général : les enfants coûtent cher et une fécondité élevée augmente la population dépendante par le nombre d'enfants à charge. Elle conduit à une consommation globale plus importante et réduit par conséquent l'épargne et l'investissement (rendement d'échelle constant).

Dans cette école, seul le progrès technique peut sauver l'économie de l'effet néfaste de la croissance démographique.

b) Les optimistes

Ils arrivent au résultat contraire et privilégient l'innovation, l'utilisation efficace des facteurs de production, aussi bien le capital que le travail. Ils justifient la nette contribution de la croissance démographique à la croissance économique pour deux raisons principales :

1) une population nombreuse engendre une économie d'échelle dans la production et la consommation;

---

[5]Solow, 1956.

[6]Coale, A.J. and Hoover, E.M., 1958.

2) la pression démographique et l'économie d'échelle qui en découlent encourage l'innovation technologique et le changement des institutions, particulièrement dans l'agriculture. Ils pensent en plus qu'une population croissante peut stimuler la demande et donc réduire les risques d'investissement, permettant ainsi une meilleure formation des travailleurs.

Parmi les optimistes, on cite Adam Smith dans la période classique[7], puis Marshall[8]; dans l'ère moderne, Samuelson[9] (modèle à générations imbriquées), Kuznets[10], Hirschman[11], Simon[12] et Glover[13]. La plus grande avocate pour une croissance accélérée de la population est Boserup[14].

c) Les révisionnistes

Ce sont les plus modérés. Pour eux, le phénomène est très complexe et les effets de la croissance démographique varient suivant le temps, le lieu et les circonstances. Ils pensent que l'accent devrait être mis sur les travaux empiriques ramenés à un niveau microéconomique où la fécondité serait endogène au modèle. Leur point de vue sur ce sujet est plutôt mitigé, surtout à long terme.

Parmi les révisionnistes on peut citer Schultz[15] : savoir qu'une fraction d'enfants décédera augmente à la fois le coût d'un enfant survivant et le nombre de naissances requis pour avoir un survivant.

---

[7]Mark Blaug, 1986.

[8]Mark Blaug, op. cit.

[9]Samuelson, P., 1958.

[10]Kuznets, S., 1967.

[11]Hirschman, A.O., 1958.

[12]Simon, J.L., 1977.

[13]Glover, D.R. and Simon, J., 1975.

[14]Boserup, E., 1965, 1981.

[15]Schultz, T.P., 1978.

L'effet de la mortalité sur la fécondité dépend donc de l'élasticité de la demande d'enfants.

Il y a aussi Demeny et le groupe "Research Council of the National Academy of Sciences"[16].

Une analyse du rapport de la Banque mondiale révèle qu'elle se classe dans le camp des pessimistes puisqu'elle justifie l'intervention de l'État pour freiner la croissance démographique. Ses arguments sont les suivants :

- le coût social des enfants excède le coût privé auquel les parents font face;
- le marché des moyens contraceptifs est imparfait;
- il y a asymétrie d'information sur les techniques contraceptives, ce que l'on est en droit de lui concéder.

Mais soutenir l'efficacité du programme de planning familial dans le cadre de cette idéologie suppose qu'on ait, au préalable, étudié la structure de la fécondité des populations auxquelles on s'intéresse. Ce qui ne nous semble pas avoir été le cas à la Banque mondiale. Et c'est pour combler cette insuffisance que nous entreprenons cette recherche.

Nous commençons par une brève revue de la littérature sur les principaux modèles de fécondité. Ensuite, dans une deuxième étape, nous proposons notre modèle théorique et sa spécification empirique. Les résultats de nos estimations nous permettent alors d'apporter un éclairage quant à l'<u>efficacité</u> d'un éventuel programme de planning familial sur la population de Côte d'Ivoire, conformément aux recommandations de politique de population soutenue par la Banque mondiale.

---

[16]Demeny, P., 1971.

II. LA REVUE DE LA LITTÉRATURE

2.1. La demande[17]

Dans son approche, appelée École de Chicago, Becker utilise le prix des enfants et le revenu réel de la famille pour expliquer pourquoi, traditionnellement, la fécondité rurale excède la fécondité urbaine, une hausse du taux de salaire des femmes travaillant en dehors du foyer réduit leur fécondité et des programmes gouvernementaux en faveur des enfants ont influencé à la hausse la demande d'enfants aux États-Unis.

Par la suite, il introduit l'interaction entre la quantité et la qualité des enfants dans la demande d'enfants, sans présager que l'enfant est un bien inférieur. Cette interaction explique pourquoi la quantité d'enfants varie très rapidement avec le temps, même si quantité et qualité ne sont pas de proches substituts. Cette interaction explique aussi les raisons pour lesquelles :

- l'éducation par enfant tend à être plus faible dans les familles nombreuses,
- la fécondité en milieu rural a chuté par rapport à celle des villes dans les pays industrialisés,
- le nombre relativement important d'enfants chez les Noirs aux États-Unis qui ont peu bénéficié de l'éducation.

Pour Becker, une réduction du nombre d'enfants par couple peut accroître la représentation de leurs enfants dans la génération future si cela peut permettre au couple d'investir suffisamment dans leur éducation et leur formation.

Ceci reviendrait à dire que chaque famille maximise une fonction d'utilité dans laquelle le nombre d'enfants (n), la qualité des enfants (q) représentée par les dépenses effectuées sur chaque enfant et les quantités des autres biens (z_1, z_2, ..., z_n) sont arguments; soit

$$U = U(n, q, z_1, z_2, \ldots z_m) \qquad (2.1)$$

---

[17]Becker, Gary Stanley, 1965, 1973, 1978, 1981, 1988.

Le coût net des enfants est réduit si ces derniers constituent une source de revenu pour la famille. Une augmentation de la contribution potentielle des enfants accroît ainsi la demande. Le niveau élevé de la fécondité en milieu rural dans le passé s'explique par la forte contribution des enfants dans la production des fermes comparativement aux enfants des villes. Par le même raisonnement, la fécondité à la campagne a baissé avec la mécanisation des travaux agricoles. Les programmes fournissant de l'aide aux femmes mères ont réduit le coût des enfants. Cette aide influence la fécondité à la hausse et la baisse des taux de participation des femmes à la force de travail réduit le coût d'opportunité du temps consacré aux enfants.

Les travaux de De Tray[18], Willis[19], Ben-Porath Yoram[20] et ceux cités par Becker (Mincer 1963, Lazear 1972) montrent que le nombre d'enfants est négativement relié au taux de salaire et autres variables mesurant la valeur du temps de la femme, et qu'il est cependant positivement relié au revenu du mari. À ces résultats, Becker ajoute que l'interaction entre la quantité et la qualité des enfants explique bien la hausse du prix des enfants avec le revenu.

Sachant que I est le revenu de la famille, la contrainte budgétaire s'écrit :

$$P_n \cdot n + P_q \cdot q + P_c(q) \cdot q \cdot n + \pi_z \cdot z = I \qquad (2.2)$$

où P_n, P_q et π_z sont respectivement les prix associés à la quantité des enfants, à la qualité des enfants et au vecteur $z = (z_1, z_2, \ldots z_m)$ des autres biens. P_c (q) $q \cdot n$ est l'interaction entre quantité et qualité.

La caractéristique de l'équation précédente (2.2) est que même un petit accroissement exogène de n (respectivement q) peut être responsable d'une forte baisse de q (respectivement n) si l'interaction entre n et q est suffisamment forte. L'interaction est elle-même déterminée par la

---

[18]De Tray (1973).

[19]Willis (1973).

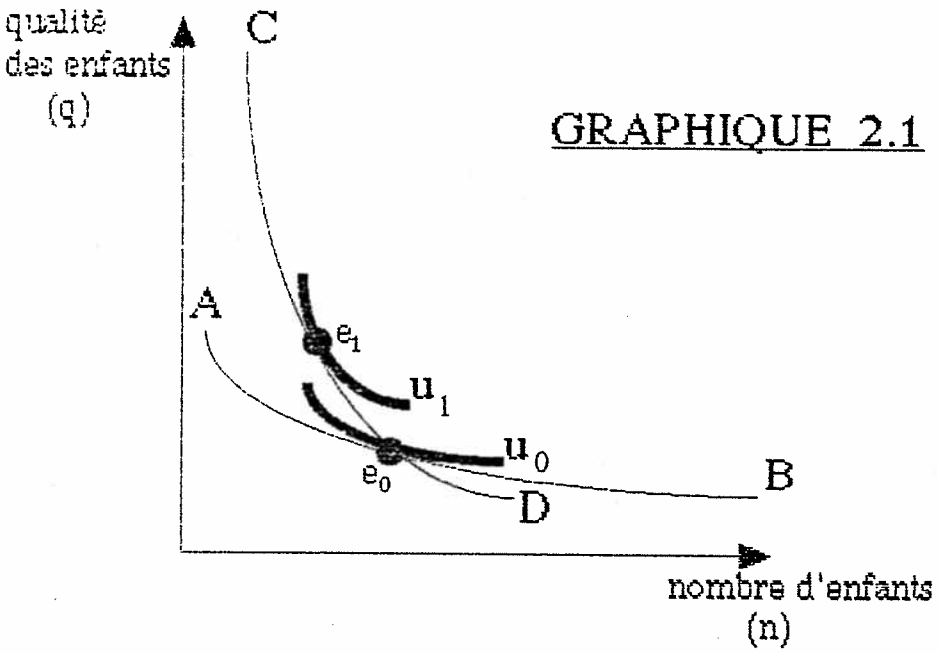
[20]Ben-Porath, Yoram (1973).

substitution entre n et q dans la fonction d'utilité. Si n et q sont de proches substituts, ces variables continueront d'interagir jusqu'à ce que l'une d'entre elles soit négligeable. En particulier si l'élasticité de substitution entre n et q, n et z et q et z est la même, n et q seront tous les deux positifs si et seulement si cette élasticité est inférieure à 1[21].. Becker, Lewis et Tomes ont montré qu'il est impossible d'avoir un équilibre si n et q sont des proches substituts même si quantité et qualité sont inversement reliées.

Dans le graphique (2.1), U_0 et U_1 sont deux courbes d'indifférence convexes entre n et q (ici z est ignoré ou supposé invariant). Les courbes AB et CD représentent les équations de budget. L'interaction entre n et q implique que, contrairement à ce qu'on observe généralement, la courbe du budget n'est pas une droite mais une courbe convexe à l'origine. La condition d'un équilibre intérieur (e_0 ou e_1) est que la courbure de la courbe d'indifférence excède celle de la courbe de budget. Puisqu'on sait que la courbure de ces courbes d'indifférence est d'autant plus faible que n et q sont de proches substituts, un équilibre intérieur n'est possible que si n et q ne sont pas de proches substituts.

---

[21]Voir Becker and Lewis (1973) et Tomes (1978) pour preuve.



GRAPHIQUE 2.1

En conclusion, l'élément essentiel à retenir de la théorie de la fécondité de Becker est que le développement économique affecte le nombre d'enfants et leur qualité non seulement à cause d'une hausse de revenu mais aussi parce que les taux de rendement des investissements en éducation et autre forme de capital humain augmentent parallèlement. Puisque la seule hausse du revenu peut réduire la fécondité par le biais de la qualité, on peut dire qu'une augmentation du revenu combiné avec des taux de rendements plus élevés sur la qualité suffit pour réduire de manière significative la taille des familles. Sans renier l'effet du programme de planning familial sur la baisse de la fécondité, toutefois étant donné les argumentations précédentes, Becker s'est sérieusement interrogé sur son opportunité dans la recherche de la réduction des naissances.

2.2. La demande avec une variation des préférences[22]

Dans sa démarche, Leibenstein prend le contre-pied de la théorie malthusienne, de celle de Becker et de la théorie de la transition démographique.

De Malthus, il dit que les faits sont en flagrante contradiction avec les prédictions de son traité de 1798 qui stipulait que la fécondité augmente avec le revenu. On sait que Malthus soutenait que la fécondité est un phénomène purement biologique.

À Becker, Leibenstein reproche d'appliquer la théorie microéconomique de Hicks pour la demande des enfants comme si ces derniers sont des biens durables qui s'échangent sur un marché parfait. Il dit que parler du prix d'un enfant suppose qu'on peut l'acheter dans le cadre d'un marché pour enfants où la qualité de l'enfant est bien définie et où la procédure d'ajustement à droit de cité.

De la théorie de la transition démographique, Leibenstein dénonce l'affiliation à l'école du darwinisme social[23] qui prétend que

---

[22]Leibenstein, Harvey, 1957, 1973, 1974.

[23]Darwin, Francis, 1958.

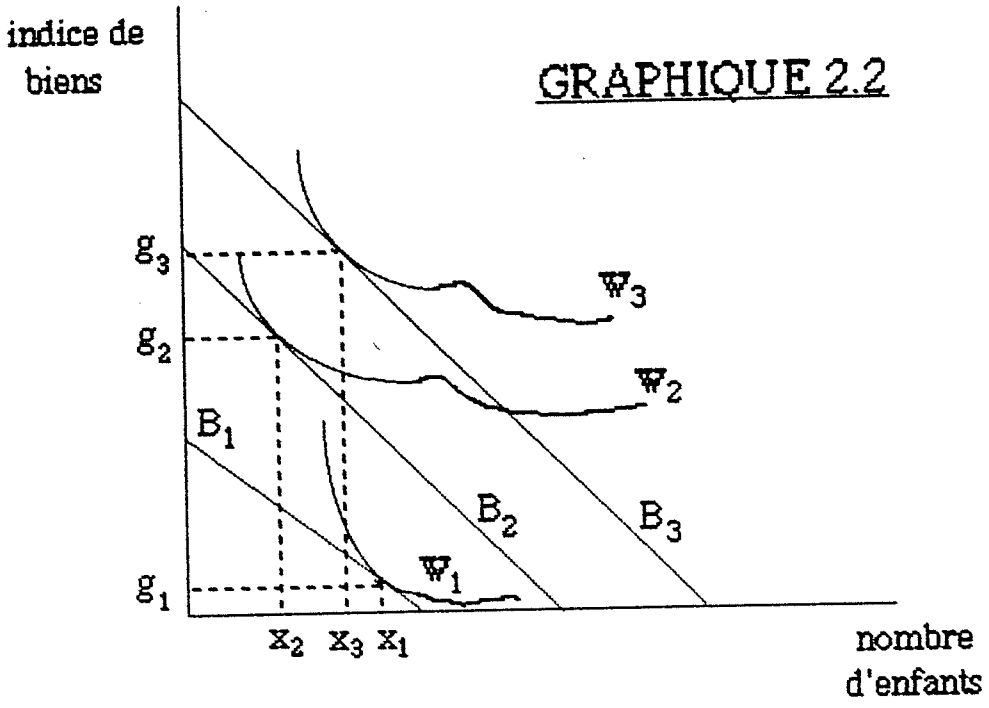
l'existence est une lutte perpétuelle contre la nature et que par conséquent l'évolution de l'humanité est déterministe en ce sens que l'espèce humaine tendra à préserver ce qui lui est favorable et à détruire ce qui lui est hostile. Pour mémoire nous rappelons que la théorie de la transition démographique prévoit que la croissance de la population est déterministe, en ce sens qu'elle prend une forme logistique qui se décompose en trois étapes. La première étape est antérieure à l'ère moderne et connaît une mortalité et une fécondité très élevées de telle sorte que le taux de croissance de la population est très faible. La deuxième connaît une baisse de la mortalité qui coexiste avec une fécondité élevée engendrant ainsi un taux de croissance très élevé. Au cours de la troisième et dernière étape, la fécondité rattrape la mortalité dans sa chute pour engendrer un faible taux de croissance démographique : c'est l'ère moderne. C'est cette troisième partie que Leibenstein conteste parce que pour lui la baisse de la fécondité n'est pas une fatalité mais plutôt une conséquence de la modernisation qui agit sur la fécondité à travers :

1) le nouveau rôle, le droit et la valeur de la femme dans la société par l'éducation;
2) l'accès des femmes au marché du travail;
3) la baisse soutenue de la mortalité;
4) l'effondrement des tabous religieux;
5) l'urbanisation;
6) l'importance accordée à l'éducation des enfants, la baisse dans son utilisation et de sa valeur économique;
7) le développement des moyens contraceptifs;
8) le développement des systèmes de sécurité sociale ne reposant plus sur l'enfant;
9) l'accroissement de la mobilité sociale.

La théorie que Leibenstein propose permet, à la différence de celle de Becker une variation des préférences donc de la fonction d'utilité selon les statuts socio-économiques (éducation et environnement socio-culturel). Le statut socio-économique lui-même est influencé par l'évolution économique de la famille. Ainsi les enfants et les biens matériels compétitionnent pour satisfaire la contrainte budgétaire des parents. L'idée centrale de sa théorie est que toute la population est

divisée en plusieurs groupes socio-culturels répartis dans des ménages différents.

Le graphique 2.2 montre que la famille représentative du groupe à revenu élevé aura moins d'enfants que celle appartenant à la classe pauvre. Cependant à l'intérieur de la même classe, les plus riches auront plus d'enfants que les moins riches. Le non parallélisme entre B_1 et B_2 ou B_1 et B_3 indique que les coûts d'option diffèrent entre les pauvres et les riches.


indice de biens
GRAPHIQUE 2.2
g_3
g_2
g_1
B_1
B_2
B_3
Ψ_3
Ψ_2
Ψ_1
x_2 x_3 x_1
nombre d'enfants

Ce que nous retenons finalement de la théorie de la demande de Leibenstein, c'est que l'évolution de la fécondité dans l'ensemble de l'économie dépend d'une part de la perméabilité des groupes socioculturels et d'autre part de la mobilité inter-groupes socioculturels. La hausse du niveau d'éducation, le mouvement migratoire en direction des zones urbaines, l'évolution structurelle des composantes de la main-d'oeuvre ayant pour corollaire la modification des préférences et donc de la demande d'enfants sont une conséquence du développement économique. Ici encore l'auteur n'insiste pas particulièrement sur le rôle du Programme de planning familial dans la chute de la fécondité.

2.3. La demande et l'incertitude[24]

L'apport de Chowdhury à la théorie de la demande d'enfants est d'avoir introduit le risque et l'incertitude de manière formelle dans la fonction d'utilité des parents. Le rôle du transfert de richesse des enfants vers les parents dans un système économique où il n'existe pas de sécurité sociale pour les personnes âgées détermine le comportement en matière de fécondité dans les pays sous-développés.

Le modèle économique est un modèle intertemporel qui satisfait les conditions suivantes :

1) y_0 est le revenu courant et certain de l'agent économique en question;
2) α est la part du revenu non consommée affectée aux soins des enfants $0 \leq \alpha < 1$;
3) $y_F = F(\alpha \cdot y_0, \mu)$ est le revenu futur aléatoire où μ désigne la variable aléatoire;
4) le marché des capitaux est imparfait;
5) l'individu maximise l'espérance mathématique de la fonction d'utilité.

Normalement α représente à la fois la quantité et la qualité des enfants. Mais le coût relativement élevé de la qualité des enfants dans les pays pauvres (notre centre d'intérêt) fait que α est plutôt considéré

[24]Chowdhury, T.E., 1983.

comme variable d'approximation du nombre d'enfants. Pour permettre à l'individu de s'assurer une consommation courante (C_0) non nulle, on considère donc que la part du revenu affectée à la qualité des enfants est nulle.

Le problème que l'agent doit résoudre est de :
maximiser $V = E[u(C_0, C_F)]$ par le choix de α sous les deux contraintes :

- $C_0 = (1 - \alpha) \cdot y_0$
- $Y_F = C_F = F(\alpha \cdot y_0, \mu)$

ce qui donne, à l'équilibre

$$E\left[\frac{\partial u(C_0, C_F)}{\partial C_0}\right] = \left[E\frac{\partial u(C_0, C_F)}{\partial C_F} \cdot F_{\alpha Y_0}(\alpha \cdot y_0, \mu)\right] \qquad (2.3)$$

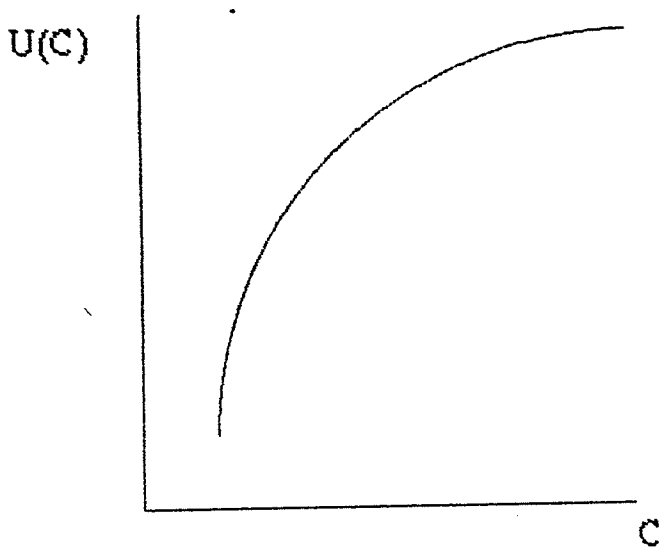
ou en d'autres termes $MU_0 = EMU_F \cdot F_{\alpha y0}(\alpha \cdot y_0, \mu)$.

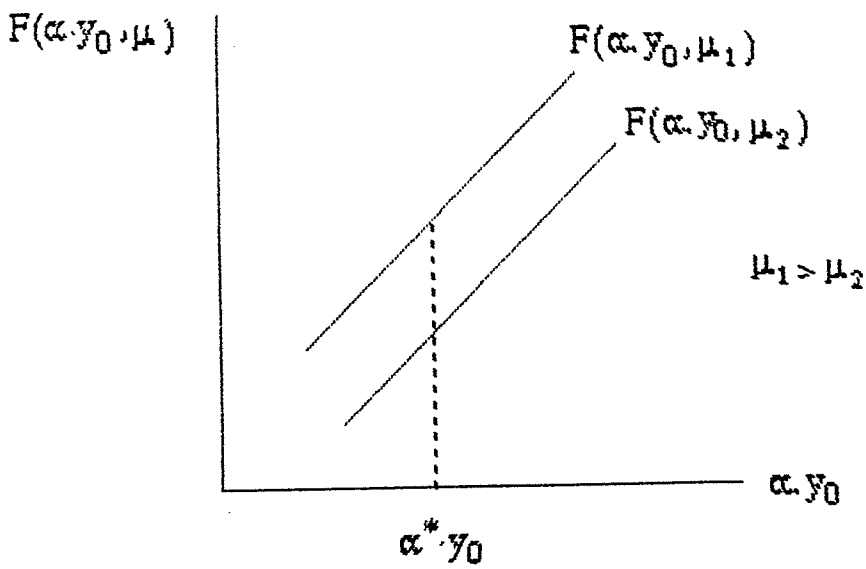
L'auteur a choisi une fonction d'utilité additive et séparable de la forme $(U(C_0, C_F) = U(C_0) + (1 + \rho)^{-1} U C(F)$, ρ indiquant le taux d'escompte subjectif ou intertemporel.

Les conditions usuelles de régularité ($u' > 0$ et $u'' < 0$) impliquent que l'individu est averse au risque (cf graphique 2.3).

Finalement pour boucler le modèle, Chowdhury pose les conditions techniques suivantes : $F_\mu > 0$, $F_{\mu\mu} = 0$, $F_{\alpha y0} > 0$; on obtient alors les résultats matérialisés par le graphique (2.4).

GRAPHIQUE 2.3





GRAPHIQUE 2.4

Si, sans perdre de généralité, le futur est limité à deux périodes (1 et 2), l'équation (2.3) s'écrit :

$$MU_0 = (1 + \rho)^{-1} \beta (MU_1 \cdot p_1 + MU_2 \cdot p_2) \qquad (2.4)$$

L'étude de la statique comparative (2.4) conduit à $\frac{d\alpha}{dy_0} < 0$ et $\frac{d\alpha}{d\mu} < 0$.

Ces résultats prédisent les deux propositions suivantes :

1) une hausse du revenu courant y_0 conduit à une baisse de la demande d'enfants;
2) une réduction de l'incertitude sur le revenu futur des parents réduit également la fécondité.

Ici encore nous pouvons noter que Chowdhury ne fait nullement allusion à un quelconque programme de planning familial pour réduire la taille de la famille.

2.4. L'introduction timide de l'offre[25]

Étant donné l'évolution du processus et l'objet même de la reproduction, Schultz pense que la demande d'enfants doit être interprétée comme une partie de la demande de biens durables servant à la fois dans la production et la consommation sur le cycle de vie.

Pour l'auteur donc, les décisions que les parents prennent sur le cycle de vie influencent la fécondité. Par conséquent, les caractéristiques des ménages et de leurs membres reflétant les choix passés et courants et l'environnement économique (prix, revenu, technologie et préférences) ne doivent pas être traités comme exogène à la décision de reproduction d'enfants. Les variables d'approximation qui à l'origine servaient à mesurer le coût d'opportunité des enfants ou les

[25]Schultz, T. Paul, 1969, 1973, 1980.

contraintes de ressources doivent être considérés comme endogènes au modèle à travers un système d'équations de comportement simultanées.

Une analyse jointe de stocks et de flux

C_t^* désigne le nombre de naissances sur le cycle de vie désiré par les parents à la date t et s'exprime de la façon suivante :

$$C_t^* = \alpha + \sum_{i=1}^{M} \sum_{j=1}^{n} B_{ij} z_{i,t-j-1} + \mu_t \qquad (2.5)$$

M = nombre de variables;
n = nombre de périodes;
z_i = variables;
α et B_{ij} sont les paramètres tandis que μ exprime le résidus.

À chaque période, il y a une révision des naissances programmées suivant la fécondité effectivement réalisée. D'où :

$$C_t - C_{t-1} = S(a)\ (C_t^* - C_{t-1}) + f(a) \qquad (2.6)$$

avec $0 < S(a) < 1$, $S(a)$ est le coefficient d'ajustement.

a est lié à la capacité biologique de reproduction et à la distribution souhaitée des naissances sur la période de procréation.

f(a) indique l'excès de fécondité et donc relié à l'offre d'enfants.

Le rapport annuel de naissance B_t est défini par :

$$B_t = e^{C_t} - e^{C_{t-1}} \qquad (2.7)$$

sachant que C_t, le stock de naissance, est exprimé en logarithme. La substitution de (2.5) dans (2.6) donne la croissance du stock de naissances d'une période à l'autre, soit :

$$C_t - C_{t-1} = S(a) \cdot \alpha + f(a) + S(a) \sum_{i=1}^{M} \sum_{j=1}^{n} B_{ij} z_{i,t-j-1} - S(a) \cdot C_{t-1} + S(a) \cdot \mu_t \qquad (2.8)$$

ce qui conduit à

$$C_t = S(a) \cdot \alpha + f(a) \cdot S(a) \sum_{i=1}^{M} B_i z_{i,t-\tau} + (1 - S(a)\ C_{t-1} + S(a) \cdot \mu_t \quad (2.9)$$

Dans ce modèle, $S(a) \cdot B_i$ est interprété comme l'élasticité de la demande d'enfants à court terme par rapport à z_i tandis que B_i est celle du long terme.

Remarque : un reproche à ce modèle : L'équation (2.6) ne prend pas en compte la mortalité infantile ou juvénile pour la révision des naissances.

Schultz a fait une application de la forme réduite de ce modèle à Taïwan (1966) avec des données agrégées. L'étude a révélé que le stock de naissances augmente avec la mortalité infantile et diminue avec le niveau d'éducation de la femme. Cependant le niveau d'éducation du mari est positivement corrélé à la fécondité. En fait, il y a corrélation négative entre l'adoption du programme de planning familial et la fécondité réalisée; mais par le biais de l'éducation de la femme.

2.5. L'offre dans les pays en développement[26]

Ce modèle est une riposte à l'école de Chicago-Columbia incarnée par Becker et Schultz. L'approche de Pollak, Easterlin et Wachter est identifiée à l'école de Pennsylvanie.

À l'opposée de l'école de Chicago-Columbia, celle de Pennsylvanie privilégie l'offre d'enfants plutôt que la demande.

Comme les modèles précédents, celui-ci traite, dans un cadre plus général, des déterminants de la fécondité légitime et de la taille de la famille. Ces déterminants agissent à travers les préférences de la famille pour la consommation, pour les enfants et pour la régulation de la fécondité. Les contraintes au nombre de quatre se composent de :

1) une contrainte budgétaire commandée par le revenu global de la famille, des prix des biens et services et le temps;

---

[26]Pollak, R.A., Easterlin, R.A. et M.L. Wachter, 1980.

2) une technologie de production domestique du ménage;
3) une fonction de reproduction exprimant le nombre d'enfants vivants comme une fonction de fréquence des rapports sexuels, du sentier de reproduction, des pratiques de régulation de la fécondité, de la structure de la consommation et de la fécondabilité de la femme;
4) une fonction de mortalité infantile et juvénile dépendant de l'état sanitaire et de la nutrition. La taille de la famille résulte de la différence entre les naissances et les décès.

b^d désigne le nombre d'enfant désiré, tandis que b^n définit la fécondité naturelle (une combinaison de la fécondité biologique et du contrôle social (tabou dans les rapports sexuels ou abstinence involontaire).

Ce modèle est considéré plus approprié pour les pays en développement où la fécondité n'est généralement pas contrôlée. L'approche par l'offre y est donc plus pertinente comparativement à celle de la demande.

Pour ce faire, on part d'un modèle de production des biens dans le ménage qui se réalise par une combinaison des biens achetés au marché et du temps consacré à leur transformation en bien de consommation.

$X = (x_1, x_2, x_3, \ldots x_n)$ désigne les biens intrants;
$Z = (z_1, z_2, z_3, \ldots z_n)$ désigne les biens transformés;
t est le temps disponible pour la production des biens domestiques et pour les activités marchandes;
$U(Z)$ désigne la fonction d'utilité du ménage;
(Z,X,t) se note T et désigne la technologie de production du ménage;
t_{hs} est le temps consacré par le membre h du ménage à l'activité s;
et $\overline{t}_h = \sum_{s=1}^{S} t_{hs}$ est la contrainte de temps de chaque membre du ménage;

$$h = 1,2,\ldots H.$$

Si on sépare les activités en M (activités marchandes) et T (activités domestiques) et si W_h est le revenu du travail rémunéré alors la contrainte budgétaire du ménage est donnée par l'équation (2.10) :

$$\sum_{k=1}^{n} P_k \cdot x_k \leq \mu + \sum_{h=1}^{H} \sum_{s \in M} W_h \cdot t_{hs} \qquad (2.10)$$

μ étant divers autres revenus.

Le problème du ménage revient à choisir $(Z, X, t) \in T$ pour maximiser $U(Z)$ étant donné P, W, μ et T.

Le lien de ce modèle de reproduction avec celui de la fécondité dont il est question se fait par l'inclusion des variables de fécondité à savoir le nombre de naissances vivantes (b), le nombre de décès (d), la taille de la famille (N), la fréquence des rapports sexuels (a), le sentier ou programme de reproduction (Λ) lié essentiellement à l'âge au mariage considéré comme exogène, la durée de régulation (θ) et son intensité (τ), et un vecteur de variables socio-économiques (l) affectant à la fois le nombre de naissance et le nombre de décès. Ces variables sont reliées les unes aux autres et aux variables de production du ménage (vues ci-dessus)

- par une fonction de reproduction B telle que :

$$b = B\ (a,\ Z,\ X,\ l,\ \theta,\ \tau,\ \Lambda) \qquad (2.11);$$

- une fonction de décès D telle que :

$$d = D\ (b,\ Z,\ X,\ l) \qquad (2.12);$$

- et par une identité N définissant le nombre d'enfants survivants

$$N = b - d \qquad (2.13).$$

<u>Effet joint non perçu ("unperceived jointness")</u>

Un atout fort intéressant de ce modèle est sa possibilité d'adaptation aux populations qui méconnaissent la vraie relation entre leur attitude de consommation et de dépenses et leur fertilité et décès des enfants. Dans ce cas on dit que la structure de la consommation affecte de manière non intentionnelle la fécondité et la mortalité "<u>réalisées</u>" des familles.

Alors l'équation (2.11) devient :

$$b = b = \hat{B}\ (a,\ Z,\ X,\ l,\ \theta,\ \tau,\ \Lambda) \qquad (2.11')$$

(par exemple $b = \overline{B}$)

et l'équation (2.12) devient :

$$d = \hat{D}\ (b,\ Z,\ X,\ l) \qquad (2.12')$$

(par exemple $d = \delta b$)

on dit que b et d dans (2.11') et (2.12') sont respectivement les naissances et les décès perçus ou anticipés des familles.

Dans cette situation d'information incomplète ou d'ignorance partielle, on pense que le choix optimal (Z^0, X^0, t^0, a^0, l^0, θ^0 et τ^0) correspond à ce qui est réalisé mais la solution optimale perçue des naissances (b^0), des décès (d^0) et des survivants (N^0) diffère de ce qui est effectivement réalisé c'est-à-dire b^r, d^r et N^r.

Le problème du ménage se résume de la manière suivante :

$$\underset{\{Z,\ X,\ t,\ b,\ N,\ a,\ l,\ \theta,\ \tau\}}{\text{Max}}\ U(Z,\ N,\ d,\ a,\ l,\ \theta,\ \tau)$$

$$\text{sujet à} \quad \sum_{s=1}^{S} t_{hs} = \overline{t}_h \qquad h = 1,\ 1\ \ldots\ H$$

$$\sum_{k=1}^{n} p_k x_k + \rho(\theta, \tau) \leq \mu + \sum_{h=1}^{H} \sum_{s \in M} W_h t_{hs}$$

où ρ désigne le coût de régulation de la fécondité avec rappel que

$b = \hat{B}(a,\ Z,\ X,\ l,\ \theta,\ \tau,\ \Lambda)$

$d = \hat{D}(b,\ Z,\ X,\ l)$

$N = b - d$

<u>Résultat</u> : Solution optimale ≠ Solution réalisée

$$(b^0 = \hat{B}(a, Z, X, l, \theta, \tau, \Lambda)) \neq (b^r = B(a^0, Z^0, X^0, l^0, \theta_0, \tau^0, \Lambda))$$

$$(d^0 = \hat{D}(b, Z, X, l)) \neq (d^r = D(b^r, Z^0, X^0, l^0))$$

et $N^0 \neq (N^r = b^r - d^r)$.

On pense que dans les sociétés où il y a information parfaite avec contrôle effectif de toutes les variables qui commandent b, d et N

$$b^0 = b^r,\ d^0 = d^r \text{ et } N^0 = N^r .$$

Quatre schémas de fécondité peuvent être distingués à partir des notions de fécondité désirée et de fécondité naturelle définies dans les pages précédentes.

Schéma	**Excédent de fécondité**		**Pratique délibérée du contrôle des naissances**		**Comparaison b^n et b^d**
1	$b^0 \leq b^d$	non	$b^0 = b^n$	non	$b^n \leq b^d$
2	$b^0 > b^d$	oui	$b^0 = b^n$	non	$b^n > b^d$
3	$b^0 > b^d$	oui	$b^0 < b^n$	oui	$b^n > b^d$
4	$b^0 = b^d$	non	$b^0 < b^n$	oui	$b^n > b^d$

Dans le schéma 1, il n'y a aucun intérêt à réguler la fécondité : il y a déficit des naissances.

Dans le schéma 2, il y a un excédent de naissance mais le coût économique de la régulation dépasse l'avantage qu'on en tire : il n'y a donc pas de contrôle de naissances.

Dans le schéma 3, le bénéfice tiré de la régulation excède le coût économique même si ce dernier est positif : il y a régulation non parfaite des naissances.

Dans le schéma 4, le coût économique de la régulation est très bas relativement au bénéfice qu'on en tire : il y a contrôle parfait des naissances.

On pense que les schémas (1) et (2) sont typiques aux pays sous-développés; la fécondité est alors déterminée par l'offre. Les schémas (3) et (4) reflètent la structure de la fécondité dans les pays développés où la demande l'emporte sur l'offre.

Remarque : Le modèle est plus général mais très consommateur de données. Ce qui constitue un handicap pour son test empirique.

2.6. Un cadre synthétique[27]

Easterlin met en balance l'offre et la demande d'enfants. Il s'intéresse particulièrement à la fécondité légitime (fécondité dans le mariage) comme dans les modèles précédents.

Pour l'auteur, la fécondité est commandée par trois paramètres. Ce sont :

1) la demande d'enfants (C_d) : le nombre de descendants désiré;
2) l'offre d'enfants (C_n) : le nombre de descendants que le couple aurait s'il ne pratiquait pas de limitation de naissance du tout;
3) le coût du contrôle de naissance : renferme aussi bien les coûts subjectifs (psychiques) que les coûts objectifs à savoir le temps et l'argent requis pour apprendre à utiliser des techniques spécifiques.

La demande d'enfant (C_d)

Elle est basée sur le principe traditionnel de maximisation sous contrainte et est déterminée par le revenu, les prix des biens et le goût de l'agent économique, ici le couple (Becker, 1973). Une variation dans

[27]Easterlin, Richard A., 1975.

les goûts ou préférences (Leibenstein 1974), dans les prix ou dans le revenu peut modifier l'équilibre initial.

La variable dépendante est bien le nombre de descendants (survivants) désiré et non le nombre de naissances vivantes par lequel les démographes mesurent traditionnement la fécondité.

L'offre d'enfant (C_n)

Elle est déterminée par d'autres variables; ce sont :

a) la fréquence des rapports sexuels; elle-même déterminée par le désir des relations sexuelles, l'abstinence involontaire (impuissance, maladie ou séparation temporaire, règle coutumière ou religieuse);
b) la fécondabilité (l'aptitude à concevoir);
c) la mortalité périnatale ou foetale (arrêt de grossesse involontaire).

L'offre d'enfant est donc indépendante du contrôle volontaire de naissance.

La motivation pour le contrôle de la fécondité

L'offre et la demande d'enfants déterminent de manière conjointe la motivation pour la régulation de la fécondité. Si l'offre est inférieure à la demande ($C_n < C_d$), il n'y a aucun désir de limiter la fécondité. Au contraire si l'offre est excédentaire, il y a une motivation pour un contrôle de naissance. Mais la motivation n'est pas suffisante pour une régulation effective de la fécondité.

Le coût du contrôle des naissances

La régulation de la fécondité impose des coûts au ménage. Ces coûts sont de deux types. D'une part, il y a les coûts psychologiques (la disposition mentale à accepter de contrôler la fécondité) et, d'autre part, il y a les coûts objectifs qui sont inhérents aux ressources (temps et argents) consacrées à l'apprentissage et à l'achat respectivement des

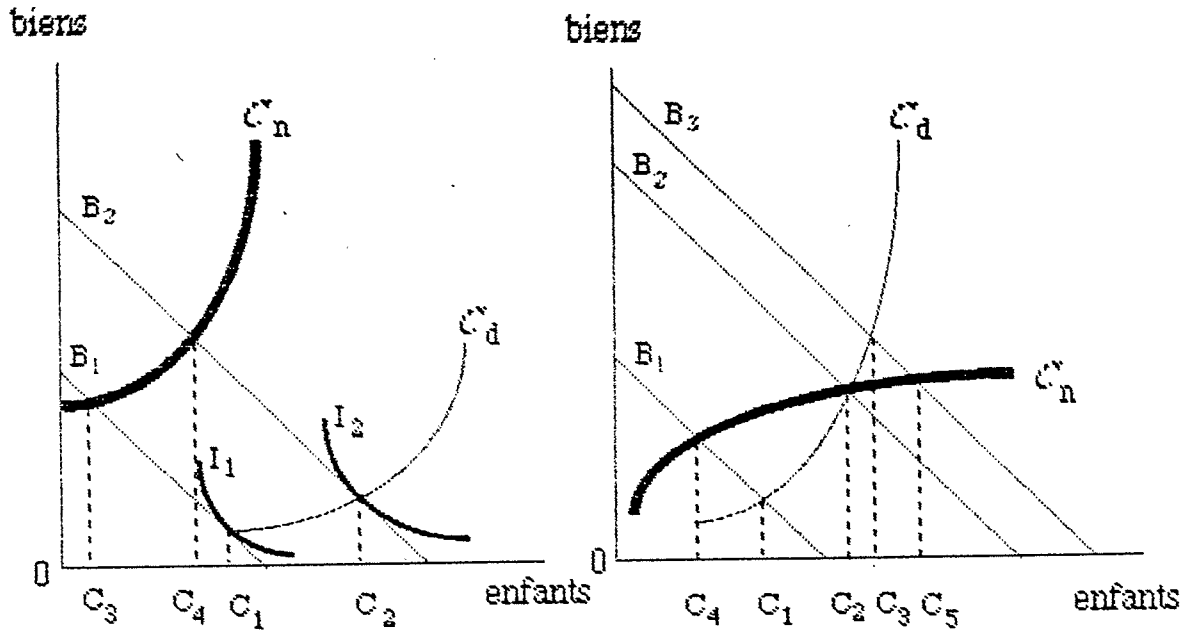
méthodes et des moyens spécifiques. L'auteur pense qu'un programme de planning familial typique diminue les coûts du contrôle des naissances par une amélioration du système informationnel et par un accroissement des services à cet effet.

L'adoption d'un programme de régulation passe par une comparaison entre la motivation et le coût de son application. Si le coût dépasse de loin la motivation, il ne peut avoir de contrôle et dans ce cas le nombre d'enfants effectif sera l'offre. Par contre si la motivation demeure forte à côté d'un coût pratiquement nul, la taille de la famille sera exactement la demande.

Évolution de la fécondité

a) Offre et demande dans l'espace biens-enfants : une variation du revenu ou courbe consommation-revenu (graphique 2.5)

Dans le graphique de gauche, la demande d'enfants est matérialisée par C_d : ensemble des points d'équilibre suite à une variation du revenu; les prix et les goûts restant constants. L'offre C_n liée à la variation du revenu et indépendante des préférences est ajoutée au diagramme habituel de demande d'enfants. L'auteur pense qu'en dessous d'un seuil minimal de revenu, l'offre est nulle à cause de la famine, des conditions sanitaires précaires et des avortements spontanés. Mais l'excès de la demande par rapport à l'offre dans ce graphique montre qu'on a affaire à une population pré-moderne. Si on se trouvait dans une population moderne, il y aurait une demande déficitaire, c'est-à-dire que l'offre serait supérieure à la demande (graphique de droite).



GRAPHIQUE 2.5

b) Baisse de la fécondité à travers le temps (graphique 2.6)

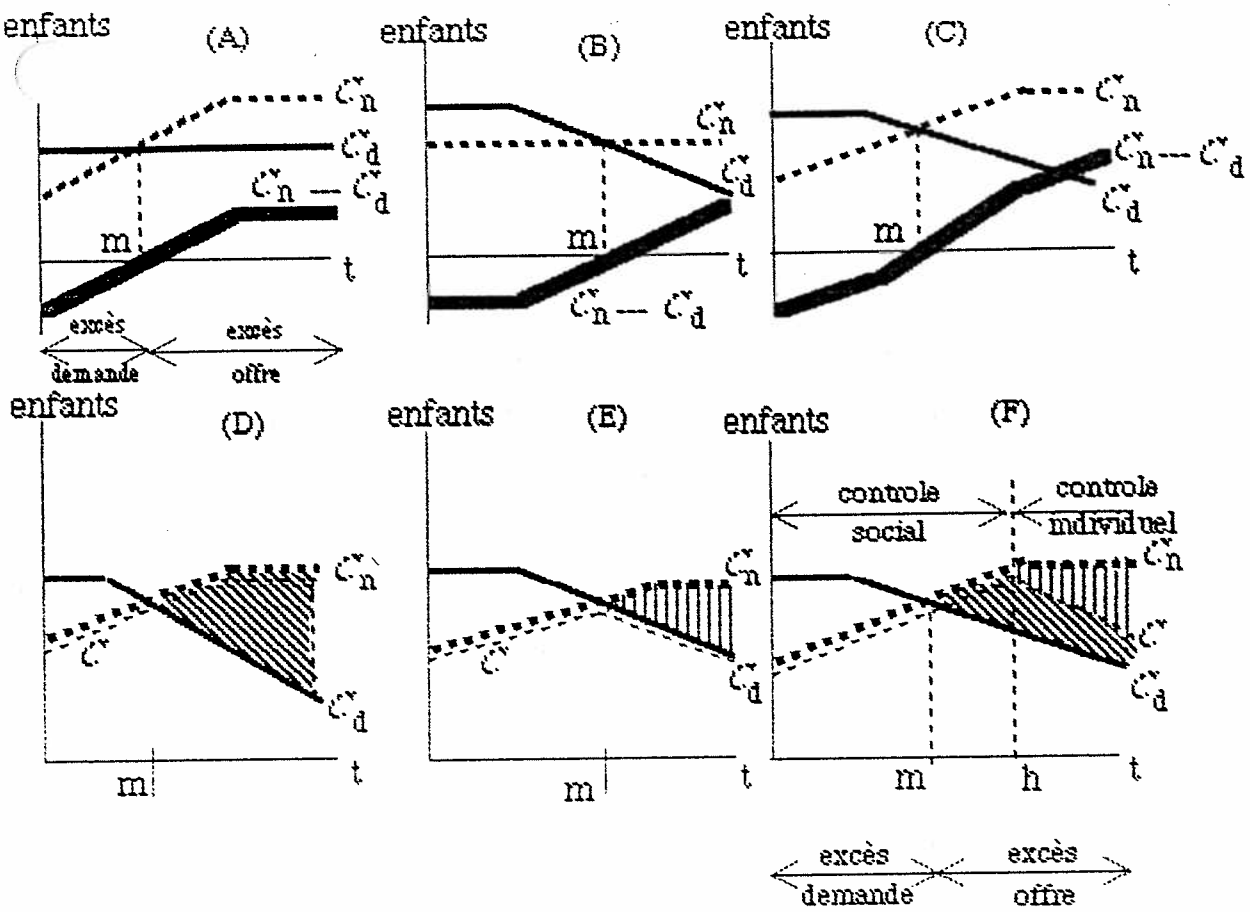
Les six figures de la page 28 montrent plusieurs scénarios dans l'évolution de la structure de la fécondité à travers le temps.

Dans la figure A seule l'offre varie (avec une amélioration de la santé de la mère par exemple).

Dans la figure B c'est plutôt la demande qui varie (avec une hausse du coût de l'éducation des enfants par exemple).

Dans la figure C la demande varie en même temps que l'offre.

Les figures D, E et F incorporent les coûts de contrôle des naissances. En (D) les coûts de contrôle sont prohibitifs : il n'y a donc aucun contrôle malgré la motivation ($C_d < C_n$). En (E) la régulation est parfaite avec un coût pratiquement nul (la taille effective de la famille est celle qu'elle désire). La figure (F) est le cas intermédiaire : aussi longtemps que le coût de régulation sera positif, il y aura des naissances non désirées. Dans cette figure, la fécondité est commandée par la société (contrôle social) à gauche du point h. L'initiative individuelle prend le dessus du côté droit (c'est le contrôle individuel). C'est une distinction qui nous semble très importante dans l'étude de l'efficacité d'un programme de planning familial dans une population donnée.



offre d'enfants

demande d'enfants

nombre effectif d'enfants

enfants non désirés --- absence de régulation

excès d'offre --- avec régulation

GRAPHIQUE 2.6

C'est ce cadre de Richard A. Easterlin que nous avons retenu pour tester l'efficacité d'un programme de planning familial en Côte d'Ivoire (cf titre de notre sujet) parce qu'il nous semble pertinent à bien des égards notamment pour son application aux pays sous-développés et aussi parce qu'il se prête mieux à un test empirique. C'est ce que nous examinons dans les parties III et IV.

III LE MODÈLE THÉORIQUE

Il repose sur le cadre synthétique de R.A. Easterlin[28] et est composé de la demande d'enfants (D_e), de l'offre d'enfants (O_e), du degré de contrôle des naissances ou de la régulation de la fécondité (REG) et du nombre d'enfants effectifs (N_e).

La demande d'enfants (D_e) a pour arguments l'activité de la femme (AF), l'activité du mari (AM), l'éducation de la femme (EF), l'éducation du mari (EM), la religion de la femme (REL), la localité de résidence du couple (LOC), le nombre de coépouses de la femme (COEP) et le taux de survie des enfants (S), jusqu'à l'âge adulte ou la date de l'enquête.

L'éducation est une variable "proxy" qui indique le vecteur des prix des autres biens ou le rôle de l'enfant dans la formation du revenu familial. La localité exprime la disponibilité ou la rareté des biens ou, en d'autres mots les prix des biens servant à la production des services pour enfant. Ces deux variables expriment implicitement le goût ou la préférence du couple ou sa fonction d'utilité à travers les poids que leur sont affectés.

La présence de l'activité de la femme et celle du mari dans la demande d'enfants s'explique par le fait que la nature de L'activité de la femme peut influencer négativement ou positivement D_e selon que la femme participe à une activité lucrative en ville ou qu'elle travaille dans la ferme familiale à la campagne. De même, on pense que l'effet quantité ou l'effet qualité d'une hausse de revenu diffère selon que le mari est un cadre de l'administration ou un ouvrier du monde rural.

La religion est un facteur important dans la mesure où les considérations métaphysiques peuvent influencer le comportement procréatif ou la taille de la famille désirée. La prise en compte du nombre de coépouses est justifiée parce que contrairement à l'idée répandue que la polygamie est source d'accroissement de la population, les démographes montrent qu'au contraire une femme dans une union monogamique a une fécondité plus élevée que celle d'une femme impliquée

---

[28]Easterlin, R.A., op. cit.

dans un union polygamique, toute chose égale par ailleurs. Les deux raisons avancées sont : 1) le nombre total d'enfants (toutes les unions confondues) désiré par le mari constitue une contrainte pour la femme prise isolément; 2) la période pendant laquelle la femme est exposée au risque de conception est plus importante dans une union monogamique que dans une union polygamique.

Enfin, l'introduction du taux de survie des enfants (proxy du niveau de mortalité) s'explique aisément par le fait qu'il influence négativement la demande d'enfants survivants. Le couple étant averse au risque, sa propension à demander beaucoup plus d'enfants est d'autant plus élevée que le taux de survie est bas; précaution oblige[29,30]. Nous nous attendons donc à ce que D_e soit négativement corrélée à S.

La demande d'enfants survivants D_e s'écrit donc :

$$D_e = D_e(AF, AM, EF, EM, REL, LOC, COEP, S) \qquad (3.1)$$

Nous avons vu dans la partie II que les modèles de fécondité dits traditionnels émanant de l'école de Chicago-Columbia ont confondu demande d'enfants et enfants effectifs et ignoré les contraintes d'offre et de régulation; ce qui ne cadre pas avec les réalités dans les pays en voie de développement où la transition démographique prévaut encore ou même à peine amorcée. Ce qui suppose que, contrairement aux pays développés, la demande d'enfants est supérieure à l'offre. L'Afrique et la Côte d'Ivoire appartenant à ce premier ensemble n'échappent pas à ce phénomène, du moins du point de vue théorique.

L'introduction donc de l'offre d'enfants fait démarquer ce modèle par rapport aux modèles de demande d'enfants. Nous notons

$$O_e = S \cdot NAISS \qquad (3.2)$$

où O_e est le nombre d'enfants survivants que le couple serait censé avoir en l'absence de contrôle de fécondité. S est le taux de survie de

---

[29]Schultz, T.P., op. cit.

[30]Chowdhury, T.E., op. cit.

l'enfant jusqu'à l'âge adulte et NAISS est le nombre de naissances vivantes que le couple aurait si la fécondité était naturelle. La fécondité naturelle est celle qui prévaut dans le cadre d'un mariage en l'absence de contrôle volontaire. Nous rappelons que la fécondité naturelle (NAISS) est déterminée essentiellement par trois variables[31]; à savoir :

a) la fréquence des rapports sexuels, elle-même déterminée par le désir des relations sexuelles, l'abstinence involontaire (impuissance, maladie ou séparation temporaire, règle coutumière ou religieuse);
b) la fécondabilité ou fertilité (l'aptitude à concevoir);
c) la mortalité périnatale ou foetale (arrêt de grossesse ou fausse couche).

L'offre est donc indépendante du contrôle volontaire. On dit que le contrôle volontaire existe quand les couples modifient leur comportement procréateur avec la hausse du nombre d'enfants ou parité. Dans ce modèle nous faisons l'hypothèse que le taux de survie (S) dépend des variables socio-économiques mais n'est pas affecté par le niveau de fécondité.

L'âge au mariage est considéré comme prédéterminé et l'offre de naissance (NAISS) pour un couple est donnée par la relation :

$$\text{NAISS} = \int_a^m n(x) \cdot dx \qquad (3.3)$$

où a est l'âge au mariage, m est l'âge limite supérieur de procréation (ou ménopause) et n(x) est le taux de fécondité <u>naturelle</u> à l'âge x. n(x) est supposé indépendant des variables socio-économiques dans l'esprit de Jane A. Menken, Trussel, T.J. et S. Watkins[32] qui montrent qu'il n'y a pas de lien évident entre l'alimentation et la fécondité dans une situation de malnutrition chronique ou endémique. Cependant cette

---

[31]Easterlin, R.A., <u>op. cit.</u>

[32]Menken, Jane A., Trussell, T.J. and S. Watkins, 1981.

hypothèse est quelque peu affaiblie par les travaux de Frisch[33] qui soutient à l'opposé que la fertilité (ou fécondabilité) des femmes est affectée par des variables nutritionnelles. Easterlin était aussi déjà allé dans le même sens que Frisch en suggérant qu'une hausse de l'éducation et de l'urbanisation peuvent accroître la fécondité naturelle parce qu'elle améliore la santé et fait baisser les pratiques culturelles traditionnelles notamment les tabous dans les relations sexuelles et l'allaitement. La raison fondamentale qui nous a guidés dans le choix de la formulation de l'offre des naissances (NAISS) est le souci de faciliter l'estimation du modèle.

Si $O_e < D_e$, alors l'offre d'enfants est contraignante. Ce qui veut dire que le couple préférerait plus d'enfants que ce que sa capacité de procréation peut lui offrir. Dans ces conditions, on peut même penser que le couple serait intéressé à suivre un programme d'adoption d'enfants plutôt qu'un programme de planning familial.

L'interprétation de la théorie du déséquilibre[34] nous dicte qu'une offre contraignante limitera la reproduction du couple et que le nombre d'enfant sera égal à O_e.

Si $D_e < O_e$, alors en l'absence de la régulation de la fécondité, le couple produira plus d'enfants que désirés. Dans ce cas on dit que le nombre d'enfants survivants que le couple produit dépend en partie du degré de régulation de la fécondité. En toute logique, le degré de régulation (REG) pratiqué par un couple est fonction de l'excédent potentiel de la fécondité $O_e - D_e$, et des facteurs affectant le coût de la régulation.

Selon Easterlin[35] les deux facteurs qui affectent le coût de régulation de la fécondité sont :

---

[33]Frisch, R., 1975.

[34]Barro, R.J. and H.J. Grossman, 1971.

[35]Easterlin, R.A., op. cit.

a) les attitudes de la société envers la notion générale du contrôle de fécondité et les techniques spécifiques;

b) le degré d'accessibilité au contrôle de la fécondité en terme aussi bien de la disponibilité des informations que des techniques spécifiques et de leur prix.

Les coûts de régulation de la fécondité, comprenant aussi bien les coûts subjectifs qu'objectifs, sont donc fonction de l'excédent potentiel de la fécondité ($O_e - D_e$), de l'éducation du couple (EF et EM) et de la localité de résidence du couple (LOC). Nous le notons COR.

$$COR = C(O_e - D_e, EF, EM, LOC) \qquad (3.4)$$

Si $O_e - D_e > 0$, il faut de toute évidence assumer un coût positif pour rapprocher la fécondité effective de la fécondité désirée. L'éducation, d'une manière ou d'une autre influence le coût du contrôle des naissances à travers l'évolution des préférences. Dans un sens, l'importance de la qualité de l'enfant l'emporte sur celle de la quantité. Dans l'autre sens, l'éducation facilite la compréhension des méthodes contraceptives disponibles, faisant baisser ainsi leur coût d'utilisation. Enfin le coût de contrôle des naissances est relativement plus élevé pour les couples résidant à la campagne, comparativement à ceux qui résident en milieu urbain à cause des difficultés d'accès aux techniques et à l'information.

La forme fonctionnelle de REG est logistique, ce qui nous assurera que REG est compris entre 0 et 1.

$$REG = L(COR) \qquad (3.5)$$

REG = 0 équivaut à une absence totale de contrôle des naissances;

REG = 1 équivaut à un contrôle parfait des naissances.

L'équation suivante définit le nombre effectif d'enfants survivants (N_e). Il est égal à :

$$\begin{bmatrix} O_e & \text{si } O_e \leq \tilde{D}_e \\ \tilde{D}_e & \text{si } \tilde{D}_e < O_e \end{bmatrix} \qquad (3.6)$$

avec

$$\tilde{D}_e = \begin{bmatrix} D_e & \text{si } (O_e - D_e) \leq 0 \\ D_e + [(1-REG)\ (O_e - D_e)] & \text{si } (O_e - D_e) > 0 \end{bmatrix} \qquad (3.7)$$

Les systèmes d'équations (3.6) et (3.7) montrent que l'offre d'enfants, la demande et la régulation de la fécondité interagissent pour déterminer le nombre d'enfants effectifs observé.

IV LA SPÉCIFICATION EMPIRIQUE DU MODÈLE

4.1. L'échantillon

Notre estimation de ce modèle repose sur un échantillon de 332 couples tirés de l'Enquête ivoirienne de fécondité[36]. Il s'agit d'une enquête qui a été réalisée entre 1980 et 1984, conjointement, par le gouvernement de Côte d'Ivoire et l'Institut international de statistique (Division enquête mondiale de la fécondité) et qui a porté sur 4 553 observations.

L'échantillon des femmes est auto-pondéré et donc directement représentatif à l'échelle nationale. Il est composé de cinq strates qui sont :

- Abidjan, la capitale;
- forêt urbaine (autres villes de forêt);
- savane urbaine (villes de savane);
- forêt rurale (villages de forêt);
- savane rurale (villages de savane).

Le taux de sondage global était fixé $\frac{1}{255}$. À notre connaissance, c'est la première fois que les données de l'enquête mondiale de fécondité dans sa version ivoirienne sont utilisées dans la construction d'un modèle microéconomique de déséquilibre de fécondité.

Les critères d'éligibilité des 332 femmes retenues pour notre étude sont les suivants :

1) elles sont âgées de 40 à 49 ans, c'est-à-dire qu'elles ont pratiquement achevé leur vie procréative. De telle sorte que la parité qu'elles déclarent est considérée comme définitive;
2) l'historique de leur union révèle qu'elles se sont mariées une seule fois et qu'elles vivent avec leur mari au moment de

[36]E.I.F., 1984.

l'enquête. Ceci pour nous assurer d'une fécondité légitime et d'un comportement procréateur régulier (ou non perturbé). Nos données montrent que la fécondité générale est insignifiante par rapport à la fécondité légitime dans la population des femmes qui ont atteint la ménopause;

3) dans le cas d'un couple polygame (les couples polygames sont nombreux en Afrique), les questions posées au mari concernaient sa vie conjugale avec sa première épouse sélectionnée sur la liste des membres du ménage.

4.2. Définition des variables

- Proxies de l'activité de la femme (variables dichotomiques par rapport aux femmes non actives ou au chômage)

FERM = 1 si l'activité de la femme est limitée aux travaux de l'exploitation agricole familiale; 0 si non.

INDEP = 1 si la femme exerce une activité indépendante rémunérée; 0 si non.

- Proxies du revenu du mari (variables dichotomiques par rapport au travailleur agricole ou à l'ouvrier non qualifié). Les données sur le revenu n'ont pas été collectées lors de l'enquête.

ADMIN = 1 si le mari est un cadre administratif ou un fonctionnaire de l'administration; 0 si non.

COMM = 1 si le mari est un commerçant; 0 si non.

OUVR = 1 si le mari est un ouvrier qualifié; 0 si non.

- Proxy du niveau d'éducation de la femme (variable dichtomique par rapport à la femme scolarisée)

FENON = 1 si la femme n'a jamais été scolarisée; 0 si non.

- Proxies du niveau d'éducation du mari (variables dichotomiques par rapport au conjoint du niveau secondaire au moins)

MANON = 1 si le mari n'a jamais été scolarisé; 0 si non.

MAPRI = 1 si le niveau d'éducation du mari est primaire; 0 si non.

- Proxy du lieu de résidence du couple (variable dichotomique par rapport à la localité urbaine)

RURAL = 1 si le couple réside en milieu rural; 0 si non.

- Proxies du type d'union (variables dichotomiques par rapport à la trigamie ou plus)

MONO = 1 si le mari a une seule femme; 0 si non.
BIGA = 1 si le mari a deux femmes; 0 si non.

- Proxies de la religion de la femme (variables dichotomiques par rapport aux autres religions)

CHRET = 1 si la femme est chrétienne; 0 si non.
MUSUL = 1 si la femme est musulmane; 0 si non.

- Variables quantitatives

AGE = l'âge de la femme à la date de l'enquête;
NAISS = le nombre de naissances vivantes (ou enfants nés vivants obtenus par la femme à la fin de sa vie féconde);
VIVANT = le nombre d'enfants effectifs (ou enfants survivants jusqu'à la date de l'enquête);
PROBA = la probabilité de survie juvénile (de 1 à 4 ans révolus) selon le milieu d'habitat (Abidjan, autres villes, milieu rural);
SURVIE = taux de survie des enfants jusqu'à la date de l'enquête.

TABLEAU 1

Moyenne et écart-type des variables du modèle

Variables	Moyenne	Écart-type
(indépendantes)		
FERM	0,6265	0,4845
INDEP	0,2861	0,4526
ADMIN	0,0512	0,2208
COMM	0,0693	0,2543
OUVR	0,0904	0,2871
FENON	0,9608	0,1943
MANON	0,8163	0,3879
MAPRI	0,1325	0,3396
RURAL	0,6566	0,4756
MONO	0,4819	0,5004
BIGA	0,3223	0,4681
CHRET	0,3464	0,4765
MUSUL	0,2952	0,4568
AGE	43,6870	3,0183
NAISS	7,2831	3,2347
PROBA	0,9360	0,0138
SURVIE	0,7447	0,0539
(dépendante)		
VIVANT	5,4127	2,7889

TOTAL ÉCHANTILLON : 332

4.3. Les équations empiriques

$$D_e = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{FERM} + \alpha_2 \cdot \text{INDEP} + \alpha_3 \cdot \text{FENON} + \alpha_4 \cdot \text{MANON} + \alpha_5 \cdot \text{MAPRI} + \alpha_6 \cdot \text{ADMIN} + \alpha_7 \cdot \text{COMM} + \alpha_8 \cdot \text{OUVR} + \alpha_9 \cdot \text{CHRET} + \alpha_{10} \cdot \text{MUSUL} + \alpha_{11} \cdot \text{RURAL} + \alpha_{12} \cdot \text{MONO} + \alpha_{13} \cdot \text{BIGA} + \alpha_{14} \cdot \text{SURVIE} + \mu \qquad (4.1)$$

où μ est une variable aléatoire indépendamment et identiquement distribuée (i.i.d. avec une variance constante σ_μ^2).

Nous nous attendons à ce que α_1 soit positif. La femme travaillant dans la ferme familiale a un coût d'opportunité relativement faible si non nul, favorisant ainsi la demande d'enfants. En revanche, le signe anticipé de α_2 est négatif car l'enfant constitue une entrave à l'exercice d'activité indépendante rémunérée, son prix implicite ou prix virtuel étant élevé. Les coefficient (α_3 et α_4) des variables reflétant l'analphabétisme du couple devraient être plus élevés que le coefficient α_5 de la variable MAPRI (montrant que le mari a un certain niveau d'éducation). α_3 et α_4 d'une part et α_5 d'autre part peuvent même être de signe contraire dans la mesure où l'analphabétisme est généralement signe de pauvreté en Côte d'Ivoire et que, dans cette classe sociale, l'enfant constitue un bien d'investissement (donc α_3 et α_4 positifs et α_5 peut être négatif). Si nous considérons que le niveau de vie de la population est relativement bas, une hausse de revenu du mari améliore la qualité de la vie donc favorable à une demande d'enfants plus importante. À ce bas niveau de vie, l'aspect quantité d'enfants l'emporte sur celui de la qualité d'enfants (ceteris paribus). α_6 serait alors supérieur à α_8, les deux coefficients étant positifs. En revanche l'importance ou même le signe du coefficient α_7 peut être imprévisible, le revenu du commerçant étant difficilement catégorisable en faible, moyen ou haut revenu. Par rapport à la doctrine religieuse, il est une tradition que les familles chrétiennes et musulmanes sont plus nombreuses que les autres et sans religion. Par conséquent α_9 et α_{10} sont supposés positifs. Nous savons bien aussi que l'enfant joue un rôle capital dans l'exploitation agricole en Afrique. Et le monde rural étant agricole par excellence, nous nous attendons à ce que la variable RURAL influence positivement la demande d'enfants (D_e) d'où α_{11} positif. Comme nous l'avions déjà expliqué à la page 31, la théorie démographique voudrait que la femme impliquée dans une union monogamique subisse moins de contrainte que celle appartenant à une union polygamique dans le choix de la taille de la famille; α_{12} est donc supposé excéder α_{13} et, tous les deux coefficients sont pressentis influencer positivement la demande (D_e). Enfin l'hypothèse de notre population riscophobe prédit que la demande d'enfants (D_e) est

négativement corrélée au taux de survie (SURVIE) c'est-à-dire que α_{14} est négatif.

Dans l'estimation du taux de survie anticipé de l'enfant (SURVIE), nous considérons qu'il varie avec le statut socio-économique de la famille et le niveau de mortalité prévalant dans le milieu. Le statut socio-économique que nous notons (SOCIO) est le vecteur des six variables suivantes : FENON, MANON, ADMIN, OUVR, RURAL et AGE. Le niveau de mortalité est résumé par la variable PROBA = $(1 - {}_4q_1)$. ${}_4q_1$ est le complément à l'unité de la probabilité de survie entre 1 et 5 ans exacts noté conventionnellement ${}_4p_1$[37]. Le choix du quotient de mortalité juvénile ${}_4q_1$ dans l'évaluation du niveau de mortalité revêt l'importance de cet indice dans la construction d'une table de mortalité[38] et particulièrement dans la détermination de l'espérance de vie à la naissance dans les pays en voie de développement[39].

Le taux de survie d'un enfant de la naissance à la date de l'enquête est donc noté de la manière suivante :

$$\text{SURVIE} = \text{SURVIE}\ (\text{Socio},\ 1 - {}_4q_1) \qquad (4.2)$$

Nous supposons que le taux de survie est statistiquement indépendant et, en particulier, que sur l'ensemble des naissances NAISS_i dans le couple i, les survivants VIVANT_i dans le couple suivent une loi binomiale $B(\text{NAISS}_i,\ \text{SURVIE}_i)$ c'est-à-dire que la probabilité de survie PROBA (VIVANT_i)

$$= C_{\text{NAISS}_i}^{\text{VIVANT}_i}\ \text{SURVIE}_i^{\text{VIVANT}_i}\ (1 - \text{SURVIE}_i)^{\text{NAISS}_i - \text{VIVANT}_i}$$

$$= \frac{\text{NAISS}_i\ !}{\text{VIVANT}_i\ !\ (\text{NAISS}_i - \text{VIVANT}_i)\ !}\ \text{SURVIE}_i^{\text{VIVANT}_i}\ (1 - \text{SURVIE}_i)^{\text{NAISS}_i - \text{VIVANT}_i} \qquad (4.3)$$

---

[37]Pressat, Roland, 1979.

[38]Wunsch, G.J. and Termote, M.G., 1978.

[39]Wunsch, G.J., 1978.

La fonction de vraisemblance pour la distribution des survivants parmi les couples de l'échantillon prend la forme suivante :

$$L = \prod_i \frac{NAISS_i\ !}{VIVANT_i\ !\ (NAISS_i - VIVANT_i)\ !}\ SURVIE_i^{VIVANT_i}\ (1 - SURVIE_i)^{NAISS_i - VIVANT_i} \quad (4.4)$$

Nous supposons en plus que le taux de survie $SURVIE_i$ suit une forme logistique de telle sorte que $0 < SURVIE_i < 1$ et sa forme fonctionnelle est la suivante :

$$SURVIE_i = \frac{e^{(Socio_i'B)\ \cdot\ (1\ -\ {}_4q_{1i})}}{1 + e^{(Socio_i'B)\ \cdot\ (1\ -\ {}_4q_{1i})}} \quad (4.5)$$

Nous rappelons que Socio' est la transposée du vecteur des variables socio-économiques. B est le vecteur des paramètres à estimer dans la détermination de $SURVIE_i$. Nous pouvons remarquer que d'après la forme fonctionnelle, les caractéristiques socio-économiques sont définies à $(1 - {}_4q_1)$ près. Le vecteur global affectant B est donc SOCIO' $(1 - {}_4q_1)$ pour tenir compte du niveau de mortalité juvénile.

Nous pensons que le taux de survie ($SURVIE_i$) devrait être négativement relié à FENON et à MANON car l'analphabétisme est un facteur nuisible à la santé. Le cadre administratif devrait contribuer plus à la survie des naissances comparativement à l'ouvrier. Le premier ayant un revenu généralement plus élevé peut mieux s'assurer les services de santé que le deuxième. Les conditions de vie en milieu rural en Côte d'Ivoire reflétant l'état de pauvreté quasi-général sont également défavorables à la survie des enfants. Nous nous attendons donc à ce que le coefficient de la variable RURAL soit négatif. Enfin, l'âge devrait être aussi négativement relié à SURVIE. La preuve vient du fait que plus une femme est âgée et plus ses enfants ont été exposés au risque de mourir (naissances anciennes) et aussi parce qu'en moyenne, les enfants nés des femmes plus âgées ont été exposés à des niveaux de mortalité plus élevés à leur jeune âge que ceux des femmes plus jeunes à cause de la

baisse générale de la mortalité à travers le monde depuis le XIXe siècle[40].

En substituant (4.5) dans (4.4) et sachant que $1 - {}_4q_x = {}_4p_x$, la fonction de vraisemblance devient :

$$L = \prod_i \frac{NAISS_i\,!}{VIVANT_i!\ (NAISS_i - VIVANT_i)\,!} \cdot \left[\frac{e^{(Socio_i' \cdot B)\ \cdot\ {}_4P_{11}}}{1 + e^{(Socio_i'B)\ \cdot\ {}_4P_{11}}}\right]^{VIVANT_i} \cdot \left[1 - \frac{e^{(Socio_i' \cdot B)\ \cdot\ {}_4P_{11}}}{1 + e^{(Socio_i' \cdot B)\ \cdot\ {}_4P_{11}}}\right]^{NAISS_i - VIVANT_i} \tag{4.6}$$

$$O_e = SURVIE \cdot NAISS + v \tag{4.7}$$

où v est une variable aléatoire indépendamment et identiquement distribuée (i.i.d. avec une variance constante σ_v^2).

L'équation (4.7) définit l'offre potentielle d'enfants vivants. C'est le produit du nombre total de naissances vivantes (en régime de fécondité naturelle pendant toute la vie procréative dans le mariage par le taux de survie jusqu'à la date de l'enquête. Cette formulation suppose que la population ne pratique pas le contrôle des naissances ou très peu. L'observation de notre échantillon nous conforte dans cette hypothèse car 60% des femmes ont dit ne pas utiliser des techniques contraceptives.

L'équation (4.8) exprime explicitement le coût de régulation de la fécondité.

$$COR = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot FENON + \lambda_2 \cdot MANON + \lambda_3 \cdot MAPRI + \lambda_4 \cdot RURAL + \lambda_5 \cdot E(O_e - D_e) \tag{4.8}$$

Comme nous l'avons argumenté à la page 34, nous pensons que λ_4 et λ_5 seront positifs mais ne pouvons pas anticiper les signes de λ_1, λ_2 et λ_3.

---

[40]Tabutin, Dominique, 1980.

L'équation (4.9) indique que le degré de régulation de la fécondité (REG) est logistique en COR.

$$REG = \frac{e^{COR}}{1 + e^{COR}} \tag{4.9}$$

Il est aussi possible de donner une forme plus simplifiée à REG. Ce que nous spécifierons plus loin dans l'estimation du modèle.

Remarquons que D_e, O_e, COR et REG ne sont pas directement observables. Seule N_e (le nombre d'enfants effectifs ou survivants) dans l'équation suivante (4.10) est directement observable.

$$N_e = \begin{bmatrix} O_e & \text{si} & O_e \leq \tilde{D}_e \\ \tilde{D}_e & \text{si} & \tilde{D}_e < O_e \end{bmatrix} \tag{4.10}$$

Nous rappelons que $(\tilde{D}_e)$ a déjà été définie dans le système (3.7).

L'expression de (4.10) ci-dessus est commandée par la caractéristique du cadre théorique du modèle que nous avons matérialisé dans le graphique 2.6 (figure D, E et F)[41] à la page 28.

[41]Voir contrainte éventuelle de O_e sur N_e (à gauche du point m).

V LES RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

Avant l'estimation de notre modèle nous avons pris soin de vérifier que l'explication de la demande d'enfants par la méthode des moindres carrés ordinaires, en ignorant l'aspect de l'offre comme l'ont fait Yoram Ben-Porath[42] et T. Paul Schultz[43] dans leurs précédentes études, n'est pas suffisante. L'analyse de ces résultats dans le tableau (2) montre que cette méthode n'est pas crédible aussi bien dans les signes attendus d'après le modèle développé dans les pages précédentes que dans la capacité des variables retenues à expliquer la demande d'enfants par le coefficient de corrélation linéaire ajusté $\overline{R}^2$.

TABLEAU 2

Demande d'enfants : estimation par une régression MCO

Variables explicatives	Coefficient	Signe anticipé	Valeur du coefficient	Écart type	T-ratio
CONSTANTE	φ_0	(?)	-24,17	35,59	-0,68
FERM	φ_1	(+)	0,48	0,65	0,75
INDEP	φ_2	(-)	1,54	0,60	2,59
FENON	φ_3	(+)	-1,27	0,87	-1,47
MANON	φ_4	(+)	0,44	0,89	0,49
MAPRI	φ_5	(-)	0,74	0,90	0,83
ADMIN	φ_6	(+)	0,43	0,85	0,50
COMM	φ_7	(?)	-0,66	0,68	-0,97
OUVR	φ_8	(+)	-0,78	0,59	-1,33
CHRET	φ_9	(+)	0,47	0,38	1,23
MUSUL	φ_{10}	(+)	0,27	0,42	0,63
RURAL	φ_{11}	(+)	1,22	1,12	1,09
MONO	φ_{12}	(+)	0,73	0,43	1,69
BIGA	φ_{13}	(+)	-0,38	0,44	-0,87
PROBA	φ_{14}	(-)	30,37	37,30	0,81

Nombre d'observations : 332
$\overline{R}^2$ = 0,049
Log-Vraisemblance = -795,51

---

[42]Ben-Porath, Yoram, op. cit.

[43]Schultz, T. Paul, 1990.

Dans le tableau 2, non seulement la plupart des coefficients ne sont pas significatifs mais en plus sur treize signes anticipés des coefficients, six ne sont pas réalisés. Le coefficient de corrélation $\overline{R}^2$, aussi, est presque nul.

La première étape dans l'estimation proprement dite du modèle a consisté en l'estimation du vecteur B des paramètres du taux de survie (SURVIE). Pour ce faire, nous avons pris le logarithme de la fonction de vraisemblance des survivants (4.6). Soit :

$$
\begin{aligned}
\mathrm{Log}(L) &= \sum_i \mathrm{Log}\left[\frac{\mathrm{NAISS}_i!}{\mathrm{VIVANT}_i!\ (\mathrm{NAISS}_i-\mathrm{VIVANT}_i)}\right] \\
&+ \sum_i \mathrm{VIVANT}_i \cdot \mathrm{Log}\left[\frac{e^{(\mathrm{Socio}_i' \cdot B)} \cdot {}_4P_{11}}{1 + e^{(\mathrm{Socio}_i' \cdot B)} \cdot {}_4P_{11}}\right] \\
&+ \sum_i (\mathrm{NAISS}_i - \mathrm{VIVANT}_i) \cdot \mathrm{Log}\left[1 - \frac{e^{(\mathrm{Socio}_i' \cdot B)} \cdot {}_4P_{11}}{1 + e^{(\mathrm{Socio}_i' \cdot B)} \cdot {}_4P_{11}}\right] \\
&= K + \sum_i \mathrm{VIVANT}_i \cdot \left[\mathrm{Log}\left(e^{(\mathrm{Socio}_i' \cdot B)} \cdot {}_4P_{11}\right) - \mathrm{Log}\left(1 + e^{(\mathrm{Socio}_i' \cdot B)} \cdot {}_4P_{11}\right)\right] \\
&+ \sum_i (\mathrm{NAISS}_i - \mathrm{VIVANT}_i) \cdot \mathrm{Log}\left[\frac{1+e^{(\mathrm{Socio}_i' \cdot B)} \cdot {}_4P_{11} - e^{(\mathrm{Socio}_i' \cdot B)} \cdot {}_4P_{11}}{1 + e^{(\mathrm{Socio}_i' \cdot B)} \cdot {}_4P_{11}}\right] \qquad (5.1) \\
&= K + \sum_i \mathrm{VIVANT}_i \cdot \mathrm{Log}\left[e^{(\mathrm{Socio}_i' \cdot B)}\ {}_4P_{11}\right] - \sum_i \mathrm{VIVANT}_i \\
&\cdot \mathrm{Log}\left[1 + e^{(\mathrm{Socio}_i' \cdot B)} \cdot {}_4P_{11}\right] \\
&+ \sum_i (\mathrm{NAISS}_i - \mathrm{VIVANT}_i) \cdot \mathrm{Log}(1) - \sum_i (\mathrm{NAISS}_i - \mathrm{VIVANT}_i) \\
&\cdot \mathrm{Log}\left(1 + e^{(\mathrm{Socio}_i' \cdot B)} \cdot {}_4P_{11}\right) \\
&= K + \sum_i \mathrm{VIVANT}_i\ (\mathrm{Socio}_i'\ B) \cdot {}_4P_{11} - \sum_i (\mathrm{VIVANT}_i + \mathrm{NAISS}_i - \mathrm{VIVANT}_i) \\
&\cdot \mathrm{Log}\left[1 + e^{(\mathrm{Socio}_i' \cdot B)} \cdot {}_4P_{11}\right]
\end{aligned}
$$

Après simplification, l'équation (5.1) devient :

$$\text{Log } L = K + \sum_i \text{VIVANT}_i (\text{Socio}_i' \cdot B) \cdot {}_4P_{1i} - \sum_i \text{NAISS}_i \text{ Log}\left[1 + e^{(\text{Socio}_i' \cdot B) \cdot {}_4P_{1i}}\right] \qquad (5.2)$$

Nous rappelons que ${}_4P_{1i}$ est égale à la probabilité de survie de 1 à 5 ans exact, c'est-à-dire $1 - {}_4q_{1i}$.

Nous avons tiré ${}_4q_{1i}$ de Ahonzo, E., Barrère, B. et P. Kopylov[44]. Socio' est la transposée de Socio, le vecteur à sept éléments (1, FENON, MANON, ADMIN, OUVR, RURAL, AGE).

$$K = \sum_i \text{Log}\left[\frac{\text{NAISS}_i\ !}{\text{VIVANT}_i\ !\ (\text{NAISS}_i - \text{VIVANT}_i)\ !}\right] = \text{Constante .}$$

Le logiciel LIMDEP (Greene, 1988) permet d'estimer le vecteur des paramètres B dans l'équation (5.2) par le maximum de vraisemblance (méthode Davidon, Fletcher, Powel-DFP).

Les résultats obtenus sont dans le tableau (3).

TABLEAU 3

Taux de survie : estimation par la fonction de vraisemblance

Variables explicatives	Coefficient	Signe anticipé	Valeur des coefficients	Écart type	Stat-t (student)
${}_4P_1 \cdot 1$	B_0	(?)	4,97	0,73	6,84
${}_4P_1 \cdot$ FENON	B_1	(−)	−1,05	0,42	−2,47
${}_4P_1 \cdot$ MANON	B_2	(−)	−0,44	0,14	−3,17
${}_4P_1 \cdot$ ADMIN	B_3	(+)	$0,57 \cdot 10^{-1}$	0,32	0,18
${}_4P_1 \cdot$ OUVR	B_4	(?)	−0,19	0,21	−0,93
${}_4P_1 \cdot$ RURAL	B_5	(−)	$-0,51 \cdot 10^{-1}$	0,10	−0,49
${}_4P_1 \cdot$ AGE	B_6	(−)	$-0,55 \cdot 10^{-1}$	$0,14 \cdot 10^{-1}$	−3,9

Nombre d'observations : 332.
Log-Vraisemblance : −1 356,9.

[44]Ahonzo, E. Barrère, B. et P. Kopylov, 1984.

Les coefficients B_0, B_1, B_2 et B_6 sont significatifs et les signes sont conformes à ce que prédit le modèle dans la détermination du taux de survie (SURVIE). La probabilité de survie ($_4P_1$) influence très fortement de manière positive le taux de survie alors que le faible niveau d'éducation du couple et l'âge de la femme agissent bien dans le sens contraire.

5.1. Estimation en deux phases

Dans la deuxième étape nous avons estimé l'équation (4.10); c'est-à-dire le nombre d'enfants effectifs (N_e) ou fécondité observée. Nous rappelons que seul (N_e) est observable directement. L'offre d'enfants (O_e) et la demande (D_e) ne le sont pas.

Grâce au logiciel SHAZAM (version 6.1) nous avons estimé par une régression non linéaire les coefficients de (N_e). Nous avons aussi appelé (N_e), demande ajustée. L'estimation a été faite en deux phases pour tester laquelle de l'offre ou de la demande est contraignante pour la fécondité observée.

La première phase a été de supposer que $\tilde{D}_e < O_e$[45]; ce qui donne à l'équation (4.10), après substitution de (4.8) dans (4.9), l'expression suivante :

$$N_e = D_e + \left[(1 - REG)\ (O_e - D_e)\right] \qquad (5.3)$$

Le tableau 4 offre les résultats de cette régression.

[45]Mankiw, G. and B.L. Boulier, 1986.

TABLEAU 4

Nombre d'enfants effectifs (N_e) ou demande ajustée : estimation par régression non linéaire

Variables explicatives	Coefficient	Signe anticipé	Valeur des coefficients	Écart type	T-ratio
$CONST_1$	α_0	(?)	19,40	4,27	4,54
FERM	α_1	(+)	2,21	0,98	2,27
INDEP	α_2	(−)	−1,15	1,38	−0,83
FENON	α_3	(+)	1,24	0,82	1,51
MANON	α_4	(+)	0,73	1,03	0,70
MAPRI	α_5	(−)	−1,40	0,87	−1,61
ADMIN	α_6	(+)	1,90	0,85	2,24
COMM	α_7	(?)	$0,62 \cdot 10^{-1}$	0,82	$0,75 \cdot 10^{-1}$
OUVR	α_8	(+)	1,41	0,77	1,84
CHRET	α_9	(+)	1,26	0,55	2,27
MUSUL	α_{10}	(+)	12,30	3,00	4,10
RURAL	α_{11}	(?)	1,10	0,63	1,74
MONO	α_{12}	(+)	2,50	0,55	4,53
BIGA	α_{13}	(+)	1,65	0,59	2,82
SURVIE	α_{14}	(−)	−14,68	4,70	−3,12
$CONST_2$	λ_0	(?)	23,71	5,90	4,02
FENON	λ_1	(?)	30,46	11,42	2,67
MANON	λ_2	(?)	22,80	6,85	3,33
MAPRI	λ_3	(?)	40,48	12,62	3,21
RURAL	λ_4	(?)	5,29	3,38	1,57
(O_e-D_e)	λ_5	(+)	23,68	5,39	4,40

Nombre d'observations : 332
Log-Vraisemblance = −574,7

L'analyse des résultats dans le tableau 4 montre que le degré d'alphabétisation du couple et surtout l'excédent de fécondité influencent de manière significative le degré de régulation de la fécondité. À cela, il faut ajouter l'activité du couple, la nature de l'union, le milieu de résidence et surtout le taux de survie pour la

détermination du nombre d'enfants effectifs. Les signes des variables INDEP, FENON, MANON, MAPRI, ADMIN et OUVR sont conformes à ceux que prédit la théorie traditionnelle de la demande.

Les valeurs moyennes estimées de D_e, O_e et N_e sont respectivement de 9,26, 5,41 et 5,45 enfants. C'est-à-dire que la demande d'enfants est supérieure à l'offre (9,26 > 5,41) et que la demande ajustée est très voisine de l'offre (5,45 et 5,41). Ce qui contredit l'hypothèse que nous avons faite à la page 48; à savoir que $\tilde{D}_e < O_e$. Nous serions plutôt amenés à penser le contraire.

Aussi, étant donné que l'équation (4.7) de l'offre d'enfants n'est pas observée, nous pouvons tester le régime de fécondité par l'identification de l'équation (4.7) à celle de l'équation (4.10) avec offre contraignante c'est-à-dire $O_e \leq \tilde{D}_e$. Ce qui revient à écrire que :

$$N_e = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \text{SURVIE} \cdot \text{NAISS} + v \qquad (5.4)$$

sachant que v est la variable aléatoire déjà spécifiée dans l'équation (4.7).

Si nous appelons hypothèse nulle (H_0) : notre modèle est un régime d'offre contraignante, tester H_0 revient à tester que $\gamma_0 = 0$ et $\gamma_1 = 1$ où γ_0 et γ_1 sont libres. Ceci a constitué la deuxième phase de l'étape 2 dans le test du modèle. Les résultats sont répertoriés dans le tableau 5.

TABLEAU 5

Offre d'enfants (O_e) avec paramètres non contraints

Variables explicatives	Coefficient	Valeur anticipée sous H_0	Valeur estimée	Écart type	T-ratio
Constante	γ_0	0	$-0,72 \cdot 10^{-2}$	0,19	$-0,39 \cdot 10^{-1}$
SURVIE·NAISS	γ_1	1	1,00	$0,32 \cdot 10^{-1}$	31,65

Nombre d'observations : 332

Log-Vraisemblance = -579,44

Les valeurs de γ_0 et γ_1 montrent que l'offre d'enfants O_e (non observable) s'identifie à l'offre d'enfants effectifs N_e (observable).

Nous pouvons donc noter que les deux méthodes d'estimation des équations (5.3) et (5.4) respectivement nous conduisent à des résultats concordants : D'une part l'offre d'enfants en Côte d'Ivoire est contraignante et d'autre part les deux phases nous donnent le même degré de précision (Log-Vraisemblance égale -574,7 et -579,44). La fécondité désirée ne semble pas être atteinte à la fin de la vie féconde des couples ivoiriens.

5.2. Estimation uniphase

Cas général

Au lieu d'utiliser une méthode d'estimation en deux étapes nous allons procéder à une estimation simultanée[46] de l'offre et de la demande d'enfants tout en levant la contrainte logistique de la forme fonctionnelle du degré de régulation REG dans l'équation (4.9). Comme dans sa forme précédente, REG est non stochastique et prend la forme suivante :

$$REG = \zeta_0 + \zeta_1 \cdot FENON + \zeta_2 \cdot MANON + \zeta_3 \cdot MAPRI + \zeta_4 \cdot RURAL \quad (5.5)$$

Le système (4.10) devient

[46]Greene, William H., 1992.

$$N_e = \begin{cases} \{\gamma_0 + \gamma_1 \cdot \text{SURVIE} \cdot \text{NAISS} + v\} & \text{si } O_e \leq \bar{D}_e \\ \{(\alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{FERM} + \alpha_2 \cdot \text{INDEP} + \alpha_3 \cdot \text{FENON} + \alpha_4 \cdot \text{MANON} \\ + \alpha_5 \cdot \text{MAPRI} + \alpha_6 \cdot \text{ADMIN} + \alpha \cdot \text{COMM} + \alpha_8 \cdot \text{OUVR} \\ + \alpha_9 \cdot \text{CHRET} + \alpha_{10} \cdot \text{MUSUL} + \alpha_{11} \cdot \text{RURAL} + \alpha_{12} \cdot \text{MONO} \\ + \alpha_{13} \cdot \text{BIGA} \cdot \alpha_{14} \cdot \text{SURVIE}) \cdot (\zeta_0 + \zeta_1 \cdot \text{FENON} + \zeta_2 \cdot \text{MANON} \\ + \zeta_3 \cdot \text{MAPRI} + \zeta_4 \cdot \text{RURAL}) \\ + (\gamma_0 + \gamma_1 \cdot \text{SURVIE} \cdot \text{NAISS}) \cdot (1 - \zeta_0 - \zeta_1 \cdot \text{FENON} - \zeta_2 \cdot \text{MANON} \\ - \zeta_3 \cdot \text{MAPRI} - \zeta_4 \cdot \text{RURAL}) + \mu\} & \text{si } \bar{D}_e < O_e \end{cases} \tag{5.6}$$

La résolution de ce système non linéaire nécessite le croisement de plusieurs variables définies en annexe :

L'estimation du système d'équation (5.6) nous donne les résultats repertoriés dans le tableau 6.

TABLEAU 6

Les déterminants de la fécondité observée (N_e)
(Switching Regressions[47])

Variables explicatives	Coefficient	Signe anticipé	Valeur du coefficient	Écart type	T-ratio
$CONST_0$	γ_0	(?)	0,738	0,299	2,472
SURNAI	γ_1	(+)	0,908	0,049	18,488
$CONST_D$	ϕ_0	(?)	4,323	0,873	4,950
RURAL	ϕ_1	(+)	1,349	0,900	1,499
OUVR	ϕ_2	(+)	-0,136	0,171	-0,795
SURVIE	ϕ_3	(-)	-3,513	0,885	-3,971
SURNAI	ϕ_4	(+)	0,908	0,078	11,680
MAPRINAI	ϕ_5	(+)	0,007	0,022	0,305
FERRURAL	ϕ_6	(+)	0,033	0,119	0,279
OUVRURAL	ϕ_7	(+)	0,009	0,221	0,040
CHRRURAL	ϕ_8	(?)	-0,001	0,086	-0,011
MUSRURAL	ϕ_9	(?)	-0,034	0,047	-0,723
MONRURAL	ϕ_{10}	(?)	-0,028	0,075	-0,379
BIGRURAL	ϕ_{11}	(?)	-0,032	0,038	-0,824
SURRURAL	ϕ_{12}	(-)	-1,847	1,177	-1,569
RURALNAI	ϕ_{13}	(-)	0,021	0,012	1,718
INDMANON	ϕ_{14}	(+)	0,037	0,059	0,621
MONMANON	ϕ_{15}	(?)	-0,010	0,067	-0,144
SURMANON	ϕ_{16}	(-)	-0,634	0,178	-3,551
MANONNAI	ϕ_{17}	(-)	0,135	0,033	4,127
CHRFENON	ϕ_{18}	(?)	-0,013	0,081	-0,155
SURFENON	ϕ_{19}	(-)	-1,678	0,699	-2,401
FENONNAI	ϕ_{20}	(+)	0,300	0,072	4,187
SIGMA(1)	σ_v	(+)	1,644	0,081	20,194
SIGMA(2)	σ_μ	(+)	0,082	0,009	8,854

Nombre d'observations : 332

Log-Vraisemblance = -464,22*

---

[47]Greene, William H., 1992, op. cit.

*La fonction de vraisemblance utilisée ici, ***en première approximation***, est celle du logiciel Limdep. Elle ne correspond pas exactement à la structure du modèle défini dans le système (4.10).

Cette dernière méthode d'estimation simultanée de l'offre et de la demande améliore la qualité des résultats par rapport à celles des deux premières par la comparaison des vraisemblances. En dehors du coefficient de MANONNAI, ceux des autres variables significatifs conservent les signes que prédit le modèle. Le coefficient de SURNAI avoisinant 1 avec le T-ratio très élevé témoigne de l'importance de l'offre par rapport à la demande dans la détermination du nombre d'enfants survivants observés (N_e).

Sur l'ensemble des observations, 303 (91%) présentent une offre inférieure à la demande avec N_e moyenne = 5,65. Pour les 29 autres c'est plutôt la demande qui est inférieure et la moyenne estimée de N_e est de 7,25. De telle sorte que nous pouvons déjà avancer que l'hypothèse d'une offre contraignante est dominante, avant même de vérifier la valeur du coefficient de régulation REG.

L'identification des coefficients du tableau 6 en rapport avec ceux du système (5.6) nous permet d'isoler les valeurs des coefficients ζ_i de REG déjà définis dans l'équation (5.5). REG prend alors la forme explicite ci-dessous :

$$REG = 0{,}0002 - 0{,}3299 \cdot FENON - 0{,}1486 \cdot MANON - 0{,}0073 \cdot MAPRI - 0{,}0227 \cdot RURAL \qquad (5.7)$$

En moyenne, sur l'ensemble des 332 observations REG = -0,45. Pour les 303 observations dont l'offre d'enfants est inférieure à la demande, REG moyen = -0,47. La prise en compte des 29 autres observations qui présentent un excédent d'enfants fait donc monter REG. Ce que nous anticipions. Normalement, étant donné que 303 observations sur les 332 se trouvent sur une offre contraignante donc ayant un déficit d'enfants, nous nous attendions à une valeur moyenne de REG très proche de zéro (0) c'est-à-dire la non pertinence du contrôle des naissances dans une majorité écrasante de notre échantillon. La valeur négative de REG due certainement aux erreurs d'approximation n'entame en rien la crédibilité de notre hypothèse de travail.

Cas particuliers

a) Non prise en compte de l'ajustement de la demande

Il s'agit dans ce cas d'un modèle de déséquilibre ordinaire et le système (4.10) devient :

$$N_e = \begin{bmatrix} O_e & \text{si } O_e \leq D_e \\ D_e & \text{si } D_e < O_e \end{bmatrix} \qquad (5.8)$$

Ce qui veut dire que REG prend la valeur 1. Même ici encore, bien que la fonction de vraisemblance (Log - Vraisemblance = -560,66) est inférieure à celle du cas général, la majorité des couples se trouvent du côté de l'offre (212 observations contre 120).

b) Prise en compte de l'ajustement de la demande avec REG=constante

La résolution du système (4.10), sous la contrainte d'invariance du coefficient de régulation, nous conduit à la détermination de REG qui prend alors la valeur -0,5; une valeur relativement proche de celle du cas général.

Le cas (b) est relativement plus précis que le cas (a) avec la vraisemblance = -490,82 et 300 observations sur les 332 sur l'offre. Les résultats demeurent comptabiles avec tous ceux qui précèdent.

5.3. Test du régime de fécondité par le calcul des probabilités

Nous savons qu'il existe deux manières de déterminer le régime qui prévaut dans un modèle de déséquilibre. La première, plus facile à calculer, consiste à utiliser les paramètres du modèle et les variables exogènes, indépendamment des variables endogènes pour prévoir la probabilité que chaque observation se retrouve sur l'offre ou sur la demande. C'est la probabilité inconditionnelle. La seconde, que nous avons retenue par ce que plus pertinente dans la mesure où non seulement elle prend en compte les données de la première méthode mais elle utilise aussi les valeurs enregistrées de la variable dépendante pour chaque

observation. C'est la probabilité conditionnelle[48]. Nous rappelons que la variable dépendante dans notre modèle est le nombre d'enfants survivants observés pour chaque couple.

Ces calculs de probabilités conditionnelles à la fécondité effective de chaque femme nous ont donné deux groupes nettement distincts dans notre échantillon. Le premier groupe (majoritaire), avec 283 observations présente un déficit d'enfants et donc se trouve sur l'offre contraignante avec un probabilité individuelle calculée supérieure à 0,5. Son nombre moyen d'enfants survivants est de 5,14. Le second groupe (minoritaire) avec 49 observations présente un léger excédent d'enfants et donc se trouve sur la demande ajustée avec une probabilité individuelle calculée inférieure à 0,5. Son nombre moyen d'enfants survivants est de 7,00.

Le tableau ci-dessous donne les caractéristiques socio-économiques des deux groupes.

---

[48]Kiefer, Nicholas M., 1980.

TABLEAU 7

Variables	Groupe Offre d'enfants déficitaires (1)	Groupe Offre d'enfants excédentaires (2)
PROBA. CALC.	0,967	0,236
VIVANT	5,138	7,000
AGE	43,792	43,082
FERM	0,629	0,612
INDEP	0,283	0,306
ADMIN	0,042	0,102
COMM	0,064	0,102
OUVR	0,096	0,061
FENON	0,979	0,857
MANON	0,834	0,714
MAPRI	0,120	0,204
RURAL	0,661	0,633
MONO	0,470	0,551
BIGA	0,343	0,204
CHRET	0,332	0,429
MUSUL	0,304	0,245
SURVIE	0,740	0,774
TOTAL	283	49

Les résultats du tableau 7 montrent clairement que le groupe 1 (avec une offre contraignante), selon tous les indicateurs économiques, appartient à une classe sociale moins riche que le groupe 2 (avec une offre excédentaire). Ce sont des résultats très cohérents au cadre synthétique d'Easterlin (résumé dans le graphique 2.6, figure F, page 28) et à la théorie de la transition démographique, du moins dans ses phases initiale et intermédiaire où l'on peut situer la population de la Côte d'Ivoire.

Les deux tableaux suivants tirés des données brutes nous confortent dans la pertinence de notre modèle et de son application à la population de Côte d'Ivoire.

TABLEAU 8

Question : Le nombre d'enfants que vous avez actuellement satisfait-il au nombre que vous désirez?

Réponse de la femme	Effectif	Fréquence en %
désiré < vivant	3	0,90
désiré = vivant	68	20,48
désiré > vivant	261	78,62
Total	**332**	**100,00**

TABLEAU 9

Question : Désirez-vous encore plus d'enfants?

Réponse de la femme	Effectif	Fréquence en %
désire encore des enfants	244	73,49
ne veut plus d'enfant	58	17,47
indécise	30	9,04
Total	**332**	**100,00**

Gregory Mankiw et Bryan L. Boulier[49] dans une application du modèle d'Easterlin R.A. aux Philippines et aux États-Unis sont arrivés à la conclusion que les populations des deux pays connaîtraient une offre excédentaire d'enfants et que le contrôle des naissances serait plus effectif aux États-Unis qu'aux Philippines. Mais leur étude nous est apparue relativement limitée car elle n'est pas parvenue à estimer l'offre et la demande de manière simultanée. Ce que nous avons réalisé. À notre actif, il faut également ajouter la nature spécifique de nos données utilisées pour la première fois pour ce type d'analyse.

C'est en tout ceci que nous pensons que notre recherche apporte un éclairage majeur dans la compréhension de la structure de la fécondité en Côte d'Ivoire.

---

[49]Mankiw, G. and B.L. Boulier, op. cit.

VI CONCLUSION

Le débat sur les effets de l'accroissement démographique reste encore d'actualité et le sera certainement dans les années à venir. À cela s'ajoute celui de l'efficacité des programmes de planning familial sous l'égide des pouvoirs publics ou des organismes privés dans la recherche de la réduction de la fécondité dans les pays sous-développés.

Les résultats du test économétrique du modèle de déséquilibre de la fécondité sur la population de Côte d'Ivoire montrent que la grande majorité de la population a encore une offre déficitaire d'enfants. Ce qui suggère sa non motivation pour le contrôle des naissances malgré une offre potentielle de vulgarisation des techniques et des moyens contraceptifs des promoteurs dans le but de réduire le coût privé individuel d'adoption du programme.

La Banque mondiale qualifie la politique démographique ivoirienne de nataliste tandis que les organismes privés de soutien au programme de planning familial, dont l'objectif est plus une limitation de la taille de la famille qu'un espacement des naissances pouvant préserver la santé de la mère et de l'enfant, dénoncent sa politique de "laisser faire" ou même de "laxisme" en la matière.

Si l'on prend en compte les réalités sociologiques actuelles et les préférences des couples sous une parfaite rationalité, on ne peut s'attendre à de résultat performant de l'instauration d'un programme de contrôle des naissances en Côte d'Ivoire.

Il reste alors l'autre voie; celle de la coercition et de la dissuasion relevant exclusivement du domaine de l'État pour atteindre des objectifs spécifiques en matière de population, ici la baisse de la fécondité. Cette méthode a été largement utilisée au Ghana, en Malaisie, au Pakistan, en Tanzanie, à Singapour, en Thaïlande et en Chine. Même si elles ont donné des résultats dans les pays susmentionnés, on ne doit point perdre de vue que ces mesures de coercition et de dissuasion cautionnées par l'État posent un véritable problème d'équité, de justice et de liberté individuelle.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

AHONZO, E., BARRÈRE, B. ET P. KOPYLOV, Population de la Côte d'Ivoire : Analyse des données démographiques disponibles, Abidjan, Direction de la statistique, MEF, 1984, 324 pages.

BANQUE MONDIALE, Rapport sur le développement dans le monde, 1991, page 69.

BANQUE MONDIALE, Rapport sur le développement dans le monde, 1984, 320 pages.

BARRO, ROBERT J. ET H.J. GROSSMAN, "A general disequilibrium model of income and employment", The american economic review, Vol. 61, 1971, pp. 82-93.

BECKER, GARY STANLEY AND ROBERT J. BARRO, "A reformulation of the economic theory of fertility", Quarterly journal of economics, Vol. 103, 1988, pp. 1-25.

BECKER, GARY STANLEY AND GREGG H. LEWIS, "On the interaction between the quantity and quality of children", Journal of political econo.my, Vol. 81, no. 2, part 2, 1973, pp. S279-S288.

BECKER, GARY STANLEY, A treatise on the family, London, Harvard University Press, 1981, 288 pages.

BECKER, GARY STANLEY, "A theory of the allocation of time", Economic journal, Vol. 71, no. 299, 1965, pp. 493-517.

BECKER, GARY STANLEY, "Family economics and macro behavior", The american economic review, Vol. 78, no. 1, 1988, pp. 1-13.

BEN-PORATH, YORAM, "Economic analysis of fertility in Israel: Point and counterpoint", Journal of political economy, Vol. 81, no. 2, part 2, 1973, pp. S202-S233.

BIRDSALL, NANCY, "Economic approaches to population growth", Handbook of development economics, Vol. 1, 1988, pp. 478-542.

BLAUG, MARK, La pensée économique, 4e édition, Paris, Économica, 1986, page 473.

BLAUG, MARK, La pensée économique, 4e édition, Paris, Économica, 1986, pp. 49-50.

BOSERUP, E., Population growth and technological change: A study of long-term trends, Chicago, IL: University of Chicago Press, 1981.

BOSERUP, E., The conditions of agricultural growth, London: Allen and Unwin, 1965.

CHOWDHURY, T.E., "Fertility behaviour under uncertainty: A mathematical model", Ph.D. dissertation, Harvard University, 1983.

COALE, A.J. AND E.M. HOOVER, Population growth and economic development in low income countries, Princeton, NJ: Princeton University Press, 1958.

DARWIN, FRANCIS, The autobiography of Charles Darwin and selected letters, New York, 1958, 366 pages.

DE TRAY, DENNIS N., "Child quality and the demand for children", Journal of political economy, Vol. 81, no. 2, part 2, 1973, pp. S70-S95.

DEMENY, P., "The economics of population control", Rapid population growth, Vol. 2, Johns Hopkins University Press, 1971.

EASTERLIN, R.A., "An economic framework for fertility analysis", Studies in family planning, Vol. 6, 1975, pp. 54-63.

EASTERLIN, RICHARD A., POLLAK, ROBERT A. AND MICHAEL L. WACHTER, "Toward a more general economic model of fertility determination: endogenous preferences and natural fertility", Population and economic changes in developing countries, Ed. R. Easterlin, Chicago, University of Chicago Press, 1980, pp. 81-149.

EATON, JOSEPH W. AND ALBERT J. MAYER, "The social biology of very high fertility among the Hutterites: The demography of a unique population", Human biology, Vol. 25, no. 3, 1953, pp. 206-264.

ENQUÊTE IVOIRIENNE DE LA FÉCONDITÉ, Rapport principal, Vol. 1, Abidjan, Direction de la statistique, Ministère de l'Économie et des Finances, 1984, 294 pages.

FRISCH, R., "Demographic implications of the biological determinants of female fecundity", Social biology, Vol. 22, 1975, pp. 17-22

GLOVER, D.R. AND J. SIMON, "The effect of population density on infrastructure: The case of road building", Economic development and cultural change, Vol. 23, 1975, pp. 453-468.

GREENE, WILLIAM H., Limdep, Version 6.0, User's Manual and Reference Guide, New York, Econometric Software, Inc., 1972.

HIRSCHMAN, A.O., The strategy of economic development, New Haven, CT: Yale University Press, 1958.

KUZNET, SIMON, "Population and economic growth", Proceedings of the american philosophical society, juin 1967.

KIEFER, NICHOLAS M., "A Note on Regime Classification in Disequilibrium Models", Review of Economic Studies, Vol. XLVII, 1980, pp. 637-639.

LEIBENSTEIN, HARVEY, "The economic theory of fertility decline", Research paper series, Harvard center for population studies, Harvard University, 1973.

LEIBENSTEIN, HARVEY, "An interpretation of the economic theory of fertility: Promising path or blind alley", Journal of economic literature, Vol. 12, no. 2, 1974, pp. 457-479.

LEIBENSTEIN, HARVEY, Economic backwardness and economic growth, New York, Wiley, 1957.

MALTHUS, T.R., First essay on population, London, 1926, 396 pages.

MANKIW, GREGORY AND BRYAN L. BOULIER, "An econometric investigation of Easterlin synthesis framework: The Philippines and the United States", Population studies, Vol. 40, 1986, pp. 473-486.

MENKEN, JANE A. TRUSSELL, T.J. AND S. WATKINS, "The nutrition-fertility link: An evaluation of the evidence", Journal of interdisciplinary history, Vol. 11, 1981, page 425.

PRESSAT, ROLAND, Dictionnaire de démographie, Paris, Presse universitaire de France, 1979, p. 177.

SAMUELSON, P., "An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money", Journal of political economy, Vol. 66, 1958, pp. 467-482.

SCHULTZ, T. PAUL, "Testing the neoclassical model of family labor supply and fertility", The journal of human resources, Vol. 25, no. 4, 1990, pp. 599-634.

SCHULTZ, T. PAUL, "An economic model of family planning and fertility", Journal of political economy, Vol. 77, no. 2, 1969, pp. 153-180.

SCHULTZ, T. PAUL, "Fertility and child mortality over the life cycle: Aggregate and individual evidence", The american economic review, Vol. 68, 1978, pp. 208-215.

SCHULTZ, T. PAUL, "An economic interpretation of the decline in fertility in a rapidly developing country: consequences of development and family planning", Population and economic changes in developing countries, Ed. R. Easterlin, Chicago, University of Chicago Press, 1980, pp. 209-288.

SCHULTZ, T. PAUL, "Economics of population", The american economic review, Vol. 63, no. 2, 1973, pp. 71-78.

SIMON, J.L., The economics of population growth, NJ: Princeton, University Press, 1975.

SOLOW, ROBERT M., "A contribution to the theory of economic growth", Quarterly journal of economics, Vol. 70, 1956, pp. 65-94.

TABUTIN, DOMINIQUE, Problème de transition démographique, Louvain-La-Neuve, Cabay, 1980, pp. 9-50.

TOMES, NIGEL, "A model of child endowments, the quality and quantity of children", Ph.D. dissertation, University of Chicago, 1978.

WILLIS, ROBERT J., "A new approach to the economic theory of fertility behavior", Journal of political economy, Vol. 81, no. 2, part 2, 1973, pp. S14-S64.

WUNSCH, GUILLAUME J. AND MARC G. TERMOTE, Introduction to demographic analysis, New York, Plenum Press, 1978, pp. 79-115.

WUNSCH, GUILLAUME J., Méthodes d'analyse démographique pour les pays en développement, Liège, Ordina Éditions, 1978, pp. 13-74.

ANNEXE

Définitions des variables croisées

```
surnai=survie*naiss;
fenmap=mapri*fenon;
fenrur=rural*fenon;
maprirur=rural*mapri;
fermanon=ferm*manon;
ferrural=ferm*rural;
indmanon=indep*manon;
indrural=indep*rural;
manon2=manon*manon;
rural2=rural*rural;
admmanon=admin*manon;
admrural=admin*rural;
commanon=comm*manon;
comrural=comm*rural;
ouvmanon=ouvr*manon;
ouvrural=ouvr*rural;
chrmanon=chret*manon;
chrrural=chret*rural;
musmanon=musul*manon;
musrural=musul*rural;
monmanon=mono*manon;
monrural=mono*rural;
bigmanon=biga*manon;
bigrural=biga*rural;
surmanon=survie*manon;
surrural=survie*rural;
manonnai=manon*surnai;
ruralnai=rural*surnai.
fenman=manon*fenon;
manpri=mapri*manon;
manrur=rural*manon;
ferfenon=ferm*fenon;
fermapri=ferm*mapri;
indfenon=indep*fenon;
indmapri=indep*mapri;
fenon2=fenon*fenon;
mapri2=mapri*mapri;
admfenon=admin*fenon;
admmapri=admin*mapri;
comfenon=comm*fenon;
commapri=comm*mapri;
ouvfenon=ouvr*fenon;
ouvmapri=ouvr*mapri;
chrfenon=chret*fenon;
chrmapri=chret*mapri;
musfenon=musul*fenon;
musmapri=musul*mapri;
monfenon=mono*fenon;
monmapri=mono*mapri;
bigfenon-biga*fenon;
bigmapri=biga*mapri;
surfenon=survie*fenon;
surmapri=survie*mapri;
fenonnai=fenon*surnai;
maprinai=mapri*surnai;
```

SUJET 2 : MIGRATION

MIGRATION : DÉCISION POUR INVESTISSEMENT EN CAPITAL HUMAIN

I. INTRODUCTION

a) Aperçu général

Depuis une trentaine d'années, la migration des zones rurales vers les villes dans les pays en voie de développement constitue un sujet d'inquiétude pour les économistes du développement : Lewis[1], Todaro[2], Berry et Sabot[3]. Pourtant, dans les années 1950, les spécialistes voyaient ce phénomène avec optimisme et pour cause; référence à la Révolution Industrielle en Angleterre au 19e siècle : F. Engels[4], E.G. Ravenstein[5] et A. Redford[6].

Même si le succès de l'industrialisation entretient l'urbanisation, on se demande aujourd'hui qu'est-ce qui est responsable de la croissance démographique accélérée des villes du tiers-monde depuis les années 1950. Les deux principales hypothèses avancées dans la littérature pour expliquer l'urbanisation et la croissance rapides sont :

1) le taux de croissance inédit de la population exerçant une pression sur les terres cultivables et les populations sans terre en direction des villes;
2) les forces économiques attrayantes des villes.

La première hypothèse, répulsion rurale ("rural push"), est supportée par les démographes malthusiens. La deuxième hypothèse, attraction urbaine ("urban pull"), est défendue par la plupart des économistes.

---

[1]Lewis, W.A., 1954.

[2]Todaro, Michael, 1969.

[3]Berry, A. and R.H. Sabot, 1984.

[4]Engels, F., 1974.

[5]Ravenstein, E.G., 1885.

[6]Redford, A., 1968.

Les chiffres qui suivent montrent de manière éloquente l'importance du phénomène migratoire dans la transition démographique.

Entre 1950 et 1975, les taux de croissance des 16 plus grandes villes dans les pays en voie de développement ont évolué de 2,4% (Calcuta) à 8,3% (Séoul) annuellement; alors que le taux de croissance moyen dans l'intervalle était de 5,4%. Dans les années 60, les bidonvilles (taudis) renfermaient en moyenne 43% de la population urbaine (s'étendant entre 14%, Amman, et 90%, Addis Ababa). Ses conséquences redoutées sont la hausse de la densité démographique, de la congestion et de la rareté des terres dans les villes, des loyers et la détérioration des conditions de vie et des services publics. En 1960, la part de l'immigration urbaine comptait pour 58% dans les onze plus grandes villes dans leur accroissement. L'importance de l'immigration allait de 33% (Bogota) à 76% (Abidjan), Sinclair[7].

D'après Samuel Preston[8], la croissance des villes dans les pays en développement n'est pas un phénomène nouveau mais plutôt un phénomène de transition comme dans l'histoire des pays actuellement industrialisés (croissance obéissant à un modèle logistique avec la diffusion de la technologie).

Contrairement aux conclusions précédentes, Hoselitz[9] et Bairoch[10], l'urbanisation a été conventionnelle par rapport à l'histoire (17 à 28%) mais cependant la croissance des villes a été exceptionnelle (188%) entre 1950 et 1975 contre 100% entre 1875 et 1900 pour les pays actuellement industrialisés.

---

[7]Sinclair, S.W., 1978.

[8]Preston, S.H., 1979.

[9]Hoselitz, B.F., 1955.

[10]Bairoch, P., 1975.

b) La réalité du problème en Côte d'Ivoire - Une mise en évidence[11]

Évolution de la population

TABLEAU 1 : Données de structure

Année	1965	1975	1978	1983
Population totale	4 000 000	6 709 600	7 540 060	9 300 000
Hommes	2 045 000	3 474 750	3 761 388	4 800 000
Femmes	1 955 000	3 234 850	3 778 672	4 500 000
Milieu rural	3 020 000	4 563 307	4 799 104	5 350 000
Autre milieu urbain	650 000	1 195 077	1 471 889	1 950 000
Abidjan (capitale)	330 000	951 216	1 269 067	2 000 000
Ivoiriens	3 300 000	5 228 143	5 844 724	6 800 000
Non ivoiriens	700 000	1 481 457	1 695 336	2 500 000
Moins de 15 ans	46%	45%	46%	43%
15-59 ans	50%	52%	50%	54%
60 ans et plus	4%	3%	4%	3%

La proportion de la population rurale diminue progressivement avec une baisse de 25% sur une trentaine d'années pendant que la croissance de la population urbaine enregistre une hausse en effectif de plus de 300%.

La pyramide des âges, très large à la base, représente celle d'une population jeune dont environ 45% ont moins de 15 ans et seulement 50% sont en âge d'activité.

[11]Ahonzo, E., B. Barrère et P. Kopylov, 1984.

TABLEAU 2 : Données de mouvement

Périodes	1962-1964	1978-1979
Taux brut de natalité	49,5‰	48,0‰
Taux brut rural	49,0‰	47,9‰
Taux brut urbain	52,0‰	50,7‰
Taux brut d'Abidjan		50,4‰
Taux brut de mortalité	28‰	17‰
Taux brut rural	29‰	20‰
Taux brut urbain	25‰	14‰
Taux brut d'Abidjan		9‰
Taux de mortalité infantile	190‰	103‰
Espérance de vie à la naissance (e_0)	35-40 ans	48,5 ans
Taux d'accroissement naturel	2,1%	3,1%
Taux de migration nette	-	1,3%
Taux d'accroissement annuel moyen	1965-1975 1975-1985	3,6% 4,3%

La baisse importante de la mortalité depuis les années 1960, accompagnée d'un taux brut de natalité relativement stable, a entraîné une augmentation du taux d'accroissement naturel annuel moyen qui dépasse 3,5%.

Partant après l'indépendance d'une situation sanitaire beaucoup plus défavorable que dans d'autres pays africains, la Côte d'Ivoire a largement rattrapé son retard dans le domaine de la mortalité. Depuis une vingtaine d'années, le gain annuel moyen en terme d'espérance de vie à la naissance est parmi les plus élevés d'Afrique. Les mortalités infantile et juvénile ont baissé respectivement de 30 et 45%.

TABLEAU 3 : Évolution de la population de 1920 à 1983

Années	Résultats d'enquêtes et recensements	Données ajustées
1920	1 540 000	1 825 000
1930	1 750 0000	2 075 000
1940	1 980 000	2 350 000
1945	–	2 525 000
1950	2 170 000	2 775 000
1955	–	3 055 000
1958	3 200 000	–
1960	–	3 865 000
1962-63	3 700 000	–
1965	4 000 000	4 500 000
1970	–	5 500 000
1975	6 709 000	
1978	7 540 060	
1983	9 300 000	

Pays au peuplement récent, la densité démographique de la Côte d'Ivoire est passée de 14 en 1965 à 42 habitants au km² en 1992.

TABLEAU 4 : Évolution de la population selon le milieu d 'habitat de 1920 à 1983

Années	Urbain		Rural		Ensemble	
	Effectif	%	Effectif	%	Effectif	%
1920	25 000	1,6	1 515 000	98,4	1 540 000	100,0
1955	330 000	12,9	2 210 000	87,1	2 540 000	100,0
1965	980 000	24,5	3 020 000	75,5	4 000 000	100,0
1975	2 146 300	32,0	4 563 000	68,0	6 709 600	100,0
1983	3 950 000	42,5	5 350 000	57,5	9 300 000	100,0

Bien que le milieu rural connaisse une croissance relativement importante, son poids dans la population totale s'amoindrit avec le temps. Cette baisse relative se fait au profit des zones urbaines.

TABLEAU 5 : Accroissement de la population urbaine de 1921 à 1990

Année	Population urbaine	Pop. urbaine / pop. totale en %	Période	Taux d'accroissement annuel moyen en %
1921	32 000	2,1	1921-32	4,6
1932	50 000	2,9	1932-48	8,0
1948	186 000	8,9	1948-55	8,5
1955	330 000	12,9	1954-65	11,5
1958	493 800	15,4	-	-
1965	980 000	24,5	1965-75	8,1
1975	2 146 300	32,0	1975-80	8,8
1978	2 740 956	36,4	-	-
1980	3 272 000	39,6	1980-85	8,0
1983	3 950 000	42,5	-	-
1985	4 815 000	47,3	1985-90	7,5
1990	6 897 000	54,9	-	-

Comparée à l'ensemble des pays de l'Afrique de l'Ouest, la Côte d'Ivoire apparaît comme un des pays les plus faiblement urbanisés jusqu'aux années 1940, moyennement urbanisée dans la période 1940-1960. Aujourd'hui c'est l'un des pays les plus urbanisés de la sous région. Le taux d'accroissement annuel moyen de la population urbaine a atteint son maximum au début des années d'indépendance en excédant les 11%.

TABLEAU 6 : Croissance de la ville d'Abidjan (la capitale)

Année	Population	Taux d'accroissement annuel en %	Proportion de la population totale	Proportion de la population urbaine
1912	1 400		–	–
1920	5 370	12,0	0,3%	21%
1934	17 000		–	–
1945	46 000		–	–
1950	65 000	10,0	3%	29%
1955	125 000		–	–
1960	180 000	9,3	–	32%
1963	254 000		7%	33%
1970	550 000	11,6	10%	38%
1975	951 000	10,1	14%	44%
1978	1 269 000	10,6	17%	46%
1983	2 000 000		21%	51%

Avec une population de 5 000 000 habitants, la grande agglomération d'Abidjan la capitale ivoirienne représente en 1992 près de la moitié de la population totale dénombrée à 10 815 694. Cette proportion était de 0,3 seulement en 1920. Le développement spectaculaire de cette ville a modifié en un demi-siècle la répartition démographique à l'intérieur des frontières nationales.

TABLEAU 7 : Flux et soldes migratoires internes enquête démographique (E.P.R. 1978-79)

Milieu	Abidjan	Forêt urbaine	Savane urbaine	Forêt rurale	Savane rurale	Ensemble
Entrants	211 872	280 901	127 811	266 284	117 357	1 004 225
Ivoiriens	182 340	232 125	112 288	215 284	111 784	853 821
Non ivoiriens	29 532	48 776	15 523	51 000	5 573	150 404
Sortants	159 782	267 492	112 371	291 774	172 806	1 004 225
Ivoiriens	138 233	212 564	99 404	240 705	162 915	853 821
Non ivoiriens	21 549	54 928	12 967	51 069	9 891	150 404
Solde	+52 090	+7 262	+21 587	-25 490	-55 449	0

Les résultats de l'enquête démographique à passages répétés (E.P.R.), même aussi ponctuels dans le temps qu'ils soient, nous donnent une indication de la structure du courant migratoire à l'intérieur du pays. Abidjan, par son solde annuel demeure la localité la plus attrayante. Le solde migratoire est négatif en milieu rural. La savane rurale est révélée plus répulsive.

Ce courant migratoire couvre normalement les migrations scolaires pour de nombreux jeunes étudiants, les migrations saisonnières dictées par les besoins de main-d'oeuvre en milieu rural et en milieu urbain et les migrations commerciales pour l'écoulement du surplus de vivriers ou pour l'achat de produit d'exportation par exemple.

En résumé l'observation des tableaux précédents révèle que la population de la Côte d'Ivoire est stable dans sa structure par âge, connaît un taux d'accroissement annuel moyen de plus de 3% depuis son accession à l'indépendance en 1960 et un flux migratoire interne des zones rurales vers les villes et notamment la capitale Abidjan très important. Nous retenons aussi qu'il y a une inégalité dans la répartition de la population dans l'espace. Ce qui suggère un développement antinomique des milieux urbain et rural.

L'objet de notre recherche est d'étudier le rôle de la migration individuelle dans la croissance urbaine, de distinguer les différents types de migration interne, leur cause et les populations soumises à ce phénomène à travers un modèle microéconomique d'investissement en capital humain que nous développons dans les pages suivantes. La première partie est consacrée à une revue de la littérature récente sur la matière. Dans la deuxième partie nous développons le modèle théorique qui est testé par la suite avec des données de l'enquête sur le niveau de vie en Côte d'Ivoire réalisée entre 1985 et 1988.

II. LA REVUE DE LA LITTÉRATURE RÉCENTE

2.1. L'approche traditionnelle : l'emploi, l'objet direct de la migration urbaine

Le modèle de Todaro (1969) sur l'aspect économique de la migration sous l'angle malthusien demeure aujourd'hui la référence principale. Mais, on doit souligner que Lewis en 1954 avait déjà fait oeuvre de pionnier tout en soutenant une position opposée, à savoir que la migration des zones rurales vers les villes devrait constituer le moteur de croissance des zones urbaines dans les pays en développement. Cependant, la plupart des auteurs contemporains ne se réclament pas de Todaro; leur recherche visant essentiellement à falsifier les hypothèses du modèle de Todaro ou de Harris et Todaro[12] ou à contredire leurs conclusions.

Selon Maleanson[13], les facteurs d'attraction ("pull factors") définis par Todaro comme se manifestant dans la différence de salaire entre le milieu rural et le milieu urbain ne sont pas dus aux contraintes institutionnelles dont les syndicats sont souvent cités en exemple. Il s'agit plutôt d'une mise en oeuvre de la théorie du salaire efficient (attraction et stabilisation des travailleurs les plus performants), de la théorie de la formation spécifique (recrutement par le bas de l'échelle) et de la théorie des contrats implicites (partage de risque entre l'employeur et l'employé), donc des conditions de production.

Partant des mêmes hypothèses que Todaro, Caldwell[14] et Sjaastad[15] arrivent à la conclusion que la migration accentue l'écart entre les revenus parce qu'elle touche les plus instruits et les plus jeunes donc les plus qualifiés et les plus dynamiques. Sa conséquence directe est la paupérisation des zones rurales. Lewis ne l'avait pas prédit non plus.

---

[12]Harris, J.R. and M. Todaro, 1970.

[13]Maleanson, J.J., 1981.

[14]Caldwell, J.C., 1969.

[15]Sjaastad, L., 1962.

Selon Banerjee et Kanbur[16], seuls les individus les plus riches peuvent s'offrir une migration grâce à la capacité financière de supporter le coût de la recherche d'un emploi en ville. Ce biais de sélection remet en cause la proposition de Fields fondée sur la théorie de la gravitation[17] en ce que la migration est un facteur de redistribution des richesses là où l'écart entre les revenus interrégionaux est très important.

Herrick[18] et Morse[19], tout en appuyant la rationalité dans la décision de migrer (comme Todaro), soulignent son rendement positif pour tous ceux qui arrivent à vaincre l'entrave causée par la distance qui sépare la ville de la campagne. Pour ces auteurs, étant donné les affinités qui ont toujours existé entre les migrants potentiels et les résidents à la ville, les premiers sont assurés de bénéficier de l'hospitalité et du support des derniers dans leur premières démarches à la ville.

Shultz[20], dans son article sur la migration au Vénézuela en 1982, a écrit que la théorie de la gravitation n'est pas suffisante pour étudier le mouvement migratoire dans la mesure où on n'a généralement pas assez d'information sur les non migrants. Par ailleurs, il pense que la distance n'est pas un facteur important qui guide la décision des populations disposant d'une éducation, comparativement aux non éduqués pour qui l'élasticité demeure relativement élevée.

Dans leur étude sur la migration en Thaïlande en 1980, Arnold et Cochrane[21] ont montré que le "push factors" est le plus déterminant dans ce phénomène et se manifeste par la pénurie des terres arables et donc

---

[16]Banerjee, B. and Kanbur, S.M., 1981.

[17]Fields, G.S., 1982.

[18]Herrick, B.H., 1965.

[19]Morse, R.M., 1971.

[20]Shultz, T.P., 1982.

[21]Arnold, F. and S. Cochrane, 1980.

du déficit réel d'emploi au détriment des "city lights" comme le prône l'école des "pull factors".

En incorporant le secteur informel dans leurs modèles, Sabot[22] et Oberai[23] ont trouvé qu'il n'est pas forcément une passerelle pour les travailleurs migrants en direction du secteur moderne. Leurs études ont montré que ce secteur renferme aussi bien des entrepreneurs individuels que des migrants de longue durée. Soulignons qu'en 1972, Harris et Todaro indiquaient que le transit des migrants par le secteur informel ou traditionnel était inéluctable et cadrait avec la théorie néoclassique du furetage ("Theory of Search").

De leur côté, Bernard Fortin et Titus Nguiagain[24] ont, en 1988, reproché à Todaro de ne pas avoir pris en compte la différence dans la fourniture des infrastructures socio-économiques, dans les taux de taxation, dans la disponibilité des biens publics entre le milieu rural et le milieu urbain dans la décision de migrer. Une application de leur modèle aux Philippines révèle que les travailleurs votent avec leur pieds ("exit ou Tiebout")[25]. Les régions bénéficiant de plus de biens publics pour un taux de taxation donné relativement bas connaissent une forte densité par l'attraction des résidents des zones moins nanties et donc connaissent une forte densité démographique avec son corollaire de pression à la hausse sur les taux de chômage et les prix.

Willis[26] et Yap[27] ont complètement rejeté le modèle "todarien" arguant que le niveau élevé du chômage des villes résulte plutôt de la recherche d'emploi qualifié de la part des natifs de la ville. La majorité des migrants ne visent pas, selon eux, les emplois qualifiés étant donné qu'ils n'ont pas les qualifications requises. Leurs salaires

---

[22]Sabot, R.H., 1979.

[23]Oberai, A.S., 1977.

[24]Fortin, Bernard and Nguiagain, Titus, 1988.

[25]Tiebout, C.M., 1956.

[26]Willis, R.J., 1980.

[27]Yap, L., 1976.

de réserve sont généralement inférieurs à ceux de leurs homologues résidents citadins.

Dans un article théorique, Oded Stark[28] privilégie la migration familiale par rapport à la migration individuelle tout en incorporant une fonction d'utilité dont le loisir est argument. La famille sujette à la migration est averse au risque et n'est donc pas forcément indifférente entre le salaire certain de la campagne et le salaire futur anticipé à la ville. En conséquence la maximisation de la fonction d'utilité de la famille soucieuse de diversifier ses sources de revenu sur les membres qui la composent conduit à une plus grande propension à migrer. La comparaison de ses résultats avec ceux de Todaro montre que ce dernier, dans la dérivation de son modèle largement contraint par les variables macroéconomiques a plutôt sous-estimé le phénomène migratoire. Avec David E. Bloom[29], il souligne que les débats politiques en matière de migration dans les pays sous-développés sont largement affectés par les recherches dans ce domaine qui ont connu du succès grâce aux nouvelles techniques économétriques et à l'accès aux données individuelles.

Nelson a écrit en 1976[30] que la migration individuelle africaine et asiatique est plus masculine tandis que celle de l'Amérique Latine est plutôt féminine. Simmons[31], bien avant, avait trouvé que cette migration masculine reste de courte durée en Afrique comparativement à celle des jeunes filles en Amérique Latine qui reste de longue durée.

Mazumdar[32] de son côté a mis l'accent sur les divergences marquées dans les formes de migration dans les pays en voie de développement depuis les années 1950.

---

[28]Stark, Oded, 1984.

[29]Stark, Oded and Bloom, David E., 1985.

[30]Nelson, J.M., 1976.

[31]Simmons, A.B., 1970.

[32]Mazumdar, Dipak, 1987.

Enfin, nous pouvons noter l'article de synthèse de Michael J. Greenwood[33] qui, tout en rejoignant B. Fortin et T.Nguiagain, O. Stark, O. Stark et D.E. Bloom, souligne que les problèmes d'agrégation demeurent une entrave à l'étude macroéconomique de la migration et que les chercheurs devraient de plus en plus viser à optimiser la satisfaction des migrants sur le cycle de vie dans la construction de leurs modèles.

2.2. Vers une nouvelle approche dans l'étude de la migration

Tout en insistant sur le problème de biais de sélection par rapport aux jeunes adultes ou adolescents, Jeffrey G. Williamson[34] attire l'attention sur la nature de ses implications économiques. Selon lui, la migration des jeunes fournit beaucoup d'avantages comme le renvoi de revenu aux parents restés à la campagne et l'accroissement du taux d'activité à la ville. Cependant, l'absence ou l'éloignement des infrastructures sociales, comme l'école, contribue malheureusement au renforcement du flux migratoire vers les villes pour une autre bonne raison : l'investissement en capital humain. Remple et Lobdell[35] trouvent que ce biais de sélection par rapport aux jeunes ruraux dans le courant migratoire s'opère au détriment des zones rurales car ces jeunes emportent à la ville les économies de la campagne (qui pour chercher un emploi, qui pour étudier).

Dans le cadre de notre recherche, nous nous sommes interrogés sur l'existence d'un biais de sélection en Côte d'Ivoire dans la migration vers les villes; précisément, si la dynamique démographique des villes en Côte d'Ivoire incombe en grande partie à la migration des jeunes ruraux.

---

[33]Greenwood, Michael J., 1985.

[34]Williamson, Jeffrey G., 1988.

[35]Remple, H. and R.A. Lobdell, 1978.

III. LE MODÈLE

L'hypothèse que nous tenterons de vérifier est que la migration des jeunes étudiants ruraux constitue, pour une très grande part, la cause de la migration urbaine. Ce type de migration, qui n'est pas l'exode rural (cf. paragraphe 2.1), relève d'une décision d'investissement en capital humain, n'a pas encore retenu à notre connaissance l'attention des chercheurs, notamment en Afrique.

Le test empirique de cette hypothèse, qui dépasse le cadre "TODARIEN" ou du moins en constitue une extension, exige le passage par les étapes suivantes :

- situer l'importance de la migration des jeunes dans l'ensemble du phénomène;

- distinguer les trois types de migration :

  a) la migration de la main-d'oeuvre effective pour recherche d'emploi uniquement;
  b) la migration des populations en âge d'activité pour raisons d'études uniquement, ce qui leur conférera le statut de résident urbain (citadin) à la fin de leurs études (avec ou sans succès dans ces études);
  c) la migration de la population en âge d'activité pour d'autres raisons que les deux précédentes.

- adjoindre un modèle de scolarisation en zone urbaine pour la population d'origine rurale ayant atteint l'âge de vie active (c'est-à-dire 15 ans et plus) compte tenu de l'intérêt qu'elle accorde au capital humain dans le cheminement du travailleur et à l'environnement urbain;

- déterminer la fonction du revenu global attendu qui dépendra aussi bien des caractéristiques individuelles que du marché du travail;

- enfin, estimer le taux de rendement de la migration. Il dépendra de plusieurs variables dont les dépenses d'éducation et le coût psychologique.

Étant donné le regroupement des centres de formation et d'enseignement dans les grandes villes, les étapes précitées nous permettront certainement de situer au plan empirique l'importance de la "SCOLARISATION" dans la dynamique démographique urbaine.

3.1. Spécification théorique

Deux raisons guident la décision de migrer vers le milieu urbain. Ce sont :

- les études;
- autres raisons (y compris l'emploi).

La raison que nous privilégions est l'étude, compte tenu aussi bien de son importance en Côte d'Ivoire que du fait qu'elle n'a pas encore été traitée dans la littérature.

Selon la théorie du capital humain, le migrant potentiel est considéré ici comme une firme dont l'objectif est de maximiser son profit sous les contraintes technologiques de production qui lui sont exogènes. La migration aux fins d'étude constitue un investissement et a lieu si et seulement si son rendement net est positif.

Une fois que l'individu a migré, il entame son processus de formation en capital humain c'est-à-dire son éducation Γ qui dépend des facteurs que sont les biens de marché B (bien de consommation pure + frais scolaires), le temps consacré à la formation T et son aptitude ou dotation initiale τ_0 soit

$$\Gamma = \Gamma(B, T; \tau_0) \qquad (1)$$

Nous désignons par COÛT le coût total de la production de l'éducation. Il comprend le coût d'opportunité OPPORT (le salaire renoncé au profit de la formation), les dépenses pour biens de marché

DEPENS (frais scolaires, habillement, logement et nourriture), le coût psychologique PSY (recherche information scolaire et orientation professionnelle) et la désutilité d'apprentissage DESU (effort intellectuel).

Appelons par p,w,s et u respectivement le vecteur des prix des différents biens, le taux de salaire en vigueur pour le stock actuel de capital humain, l'équivalent monétaire pour une unité de recherche R et la même équivalence pour une unité d'effort intellectuelle E. Le coût total de la formation en une année donnée s'exprime de la façon suivante :

$$\text{COÛT} = p \cdot B + w \cdot T + s \cdot R + u \cdot E = \text{DEPENS} + \text{OPPORT} + \text{PSY} + \text{DESU} \qquad (2)$$

Considérons que migrer est une décision d'investissement en capital humain basée sur le coût total et le bénéfice attendus de ce mouvement.

La valeur actualisée nette du projet de migrer que nous notons VAN^a (valeur actualisée nette anticipée) est égale à :

$$VAN^a(B,T,R,E) = AIDFIN^a - \text{COÛT} + (RENDMO^a + RENDNOMO^a) \cdot EVIA^a \qquad (3)$$

$$= AIDFIN^a - \text{COÛT} + \frac{r^a}{i}\,\Gamma(B,T;\tau_0) \qquad (4)$$

où

$AIDFIN^a$	=	aide financière anticipée;
$RENDMO^a$	=	rendement monétaire anticipé de la vie active;
$RENDNOMO^a$	=	rendement non monétaire anticipée de la vie active;
$EVIA^a$	=	espérance de vie active anticipée;
r^a	=	taux de rendement par unité de capital humain;
i	=	taux d'escompte approprié.

B, T, R et E sont les variables de choix du potentiel migrant dans la maximisation de VAN^a. À l'optimum B, T, R et E prennent respectivement les valeurs B^*, T^*, R^* et E^* et VAN^a devient VAN^{*a}. Sa forme réduite est alors exprimée par l'équation (5).

$$VAN^{*a} = VAN^{a}\ (B^{*},\ T^{*},\ R^{*},\ E^{*})$$
$$= \Omega(DEPENS,\ OPPORT,\ PSY,\ DESU,\ AIDFIN,\ RENDMO,\ RENDNOMO,\ EVIA,\ i) \qquad (5)$$

Nous nous attendons à ce que DEPENS, OPPORT, PSY, DESU et i influencent négativement VAN^{a} et qu'en revanche AIDFIN, RENDMO, RENDNOMO et EVIA l'influencent dans le sens positif.

La caractéristique essentielle de notre modèle, inspiré de Catsiapis,[36] est, qu'excepté la variable DEPENS, toutes les autres variables ne sont ni observables ni directement estimables, nous obligeant ainsi à recourir à des proxies afin d'estimer les paramètres du modèle. C'est ce que nous développerons plus loin dans la spécification empirique. Mais déjà nous pouvons raisonnablement penser que :

a) le coût d'opportunité pour renonciation à la vie active est fonction de l'âge, du sexe, de l'éloignement des parents, du niveau d'éducation, de la destination migratoire, de la localité d'origine, du niveau d'éducation des parents et de leurs activités;

b) le coût psychologique dépend de la localité de naissance, de l'état de santé, de la qualité des relations avec les parents pendant l'enfance, des relations avec la famille d'accueil en ville, de l'âge et du sexe;

c) la désutilité de l'apprentissage est fonction de la localisation du centre de formation, de l'état de santé, du caractère des relations avec la famille d'accueil en ville, de la localité d'origine, de la situation matrimoniale, de l'âge, du sexe et de l'âge à la première migration;

d) l'aide financière dépend de la situation socio-économique des parents, du niveau des études, de la taille de la famille, de la

[36]Catsiapis, George, 1987.

localité de résidence des parents, de la relation avec la famille d'accueil, du centre d'étude, de l'état de santé, du centre d'accueil, de l'initiative personnelle, de l'âge et du sexe;

e) le rendement monétaire de la vie active est expliqué par les niveaux d'éducation de l'individu et de ses parents, l'habileté, les conditions régionales de travail, l'âge, le sexe et l'activité professionnelle des parents;

f) le rendement non monétaire (le statut social et les privilèges liés à l'exercice d'une activité) est fonction de la situation matrimoniale, du sexe, du niveau d'éducation, du secteur d'activité des parents, du lieu d'exercice de la profession et de la localité de résidence pendant l'enfance;

g) l'espérance de vie anticipée de l'activité professionnelle dépend de l'état de santé, de l'âge, du sexe, du niveau d'éducation, des conditions environnementales, du site du centre d'activité, des lieux de migrations, du type de pensionnat, du degré de mobilité et de la situation socio-économique des parents;

h) le taux d'escompte est une approximation du taux d'intérêt du marché.

Et enfin,

i) les dépenses d'éducation attendues dépendent de l'âge, de la situation matrimoniale, du lien de parenté avec la famille d'accueil, du niveau d'éducation, du statut socio-économique des parents, du type d'établissement d'enseignement fréquenté, du niveau de la formation et du soutien financier de l'état.

Au terme de ses anticipations, le migrant potentiel décide d'effectuer le mouvement si VAN^a est positif, sinon il y renonce.

3.2. Spécification empirique

3.2.1. Échantillon

Les données que nous utilisons pour tester notre modèle de migration proviennent d'une enquête réalisée en 1986 auprès de 1 600 ménages dans le cadre de l'étude sur les mesures du niveau de vie (Living Standards Measurement Study). Cette opération, qui demeure la première du genre en Afrique francophone, a été réalisée conjointement par le gouvernement de Côte d'Ivoire et la Banque Mondiale. Elle fournit des renseignements sur les différentes dimensions de la vie économique et sociale des ménages ainsi que sur les interactions entre les divers phénomènes étudiés (à savoir les revenus, les dépenses, la santé, l'éducation, l'habitat, les caractéristiques démographiques dont la migration, l'emploi et autres activités productives).

La base de sondage a été constituée à partir des perspectives de population élaborées par le bureau de la Statistique et a permis de stratifier les unités d'échantillonnage en :

- zone agro-climatique : forêt et savane;
- région : centre, centre-ouest, est, ouest, nord, sud et sud-ouest;
- 34 départements;
- type de localité : grandes villes, autres villes, villages-centres, villages rattachés aux villages-centres et les villages rattachés aux villes.

Les 1 600 ménages ont été tirés proportionnellement à la taille des cent grappes ou unités primaires qui composaient l'échantillon. Chaque ménage tiré a été entièrement recensé. Soulignons que le ménage a été défini comme un groupe de personnes ayant habituellement dormi dans le même logement et pris leurs repas ensemble pendant au moins trois des douze derniers mois précédant l'enquête. Le terme ménage utilisé ici recouvre un ensemble plus large que le noyau familial. L'échantillon de données sur lequel porte notre étude comprend 4 028 observations dont les critères d'éligibilité sont la limite d'âge inférieure de 15 ans et la résidence sur le territoire national.

3.2.2. Définition des variables

Âge de l'individu :

AGE1 = âge de l'individu en années révolues.

Migrant : variable dichotomique :

MIGRURB = 1 si l'individu est migrant de la zone rurale vers la zone urbaine; 0 sinon.

Les sept caractéristiques suivantes sont requises pour qu'un individu ait le statut de migrant interne urbain. Ce sont :

1) est âgé de 15 ans ou plus;
2) son lieu d'entrevue ou de résidence est une ville;
3) n'est pas né dans sa ville d'entrevue ou de résidence;
4) son lieu de naissance est un village en dehors de la ville;
5) habite son lieu d'entrevue ou de résidence depuis au moins six mois ou bien a quitté son lieu de naissance il y a au moins six mois;
6) sa migration est intérieure aux frontière nationales;
7) l'individu réévalue sa situation de migrant chaque année.

Sexe : variable dichotomique :

MASCUL = 1 si le sexe est masculin; 0 sinon.

Nationalité : variables dichotomiques/autres nationalités :

IVOIRIEN = 1 si la nationalité est ivoirienne; 0 sinon;

BOURKINA = 1 si la nationalité est bourkinabé; 0 sinon.

Éducation du père : variable dichotomique :

PNODIPL = 1 si le père n'a aucun diplôme; 0 sinon.

Éducation de la mère : variable dichotomique :

MNODIPL = 1 si la mère n'a aucun diplôme; 0 sinon.

Activité du père : variables dichotomiques/autres activités :

AGRICULP = 1 si le père est agriculteur; 0 sinon;

SERVICE = 1 si le père travaille dans les services ou dans l'administration générale; 0 sinon.

Activité de la mère : variables dichotomiques/autres activités :

AGRICULM = 1 si la mère est cultivatrice; 0 sinon;

MENAGERE = 1 si la mère s'occupe des travaux domestiques uniquement; 0 sinon.

Diplôme le plus élevé : variables dichotomiques/autres diplômes :

NONDIPL = 1 si n'a aucun diplôme; 0 sinon;

PRIMAIR = 1 si a un diplôme primaire; 0 sinon;

SECOND = 1 si a un diplôme secondaire 1er cycle; 0 sinon;

SECONSUP = 1 si a un diplôme secondaire 2e cycle ou universitaire; 0 sinon.

Santé$_1$: variable dichotomique :

MALADE = 1 si malade; 0 sinon.

Santé$_2$: variable dichotomique :

VACCIN = 1 si à jour dans les vaccins; 0 sinon.

Degré d'alphabétisation : variables dichotomiques :

LIRE = 1 si sait lire en français; 0 sinon;

ECRIRE = 1 si sait écrire en français; 0 sinon;

CALCULER = 1 si sait calculer en français; 0 sinon.

Activité : variables dichotomiques :

ETUDI = 1 si actuellement inscrit dans un établissement d'enseignement général ou technique, c'est-à-dire est étudiant effectif; 0 sinon;

TRAVAILL = 1 si a travaillé soit au cours des sept derniers jours soit au cours des douze derniers mois, c'est-à-dire appartient à la force active de travail; 0 sinon;

CHERCHE = 1 si a cherché du travail au cours des sept derniers jours, pour celui qui n'a pas travaillé au cours des douze derniers mois c'est-à-dire est chômeur; 0 sinon.

Éducation :

NBSCOL1 = nombre d'années d'études;

FREQUEN = 1 si est actuellement scolarisé ou l'a déjà été dans le passé, c'est-à-dire dispose d'un certain niveau d'éducation ou de qualification; 0 sinon.

Cause de la migration urbaine : variables dichotomiques/autres raisons :

RAISON1 = 1 si la cause de la migration est l'étude; 0 sinon;

RAISON2 = 1 si la cause de la migration est l'emploi; 0 sinon.

Situation matrimoniale : variables dichotomiques/autres :

MARIÉ = 1 si marié; 0 sinon;

CELIBAT = 1 si célibataire; 0 sinon.

Situation familiale : variables dichotomiques

PEREVI = 1 si la père est vivant; 0 sinon;

MEREVI = 1 si la mère est vivante; 0 sinon;

PEREICI = 1 si habite avec le père; 0 sinon;

MEREICI = 1 si habite avec la mère; 0 sinon;

HABPER10 = 1 si habitait avec le père à 10 ans; 0 sinon;

HABMER10 = 1 si habitait avec la mère à 10 ans; 0 sinon.

Département de naissance : variables dichotomiques :

ABIDJREG = 1 si né dans la région d'Abidjan; 0 sinon;

SUD = 1 si né dans le sud; 0 sinon;

EST = 1 si né dans l'est; 0 sinon;

CENTRE = 1 si né dans le centre; 0 sinon;

NORD = 1 si né dans le nord; 0 sinon;

OUEST = 1 si né dans l'ouest; 0 sinon.

Origine de la migration : variables dichotomiques :

ORIABIDR = 1 si émigrant de la région d'Abidjan; 0 sinon;

ORISUD = 1 si émigrant du sud; 0 sinon;

ORIEST = 1 si émigrant de l'est; 0 sinon;

ORICENTR = 1 si émigrant du centre; 0 sinon;

ORINORD = 1 si émigrant du nord; 0 sinon;

ORIOUEST = 1 si émigrant de l'ouest; 0 sinon.

Taille de la famille :

NBMEMBRE = nombre de membres qui composent la famille.

Lien de parenté avec la famille d'accueil : variables dichotomiques/autres :

ENFANT = 1 si enfant de la famille; 0 sinon;

AUTPAREN = 1 si autre parent de la famille; 0 sinon;

NONPAREN = 1 si aucun lien de parenté avec la famille; 0 sinon.

Formation technique : variable dichotomique :

TECHSUPP = 1 si a reçu une formation technique supplémentaire; 0 sinon.

Dépenses d'éducation : regroupe les cotisations des parents d'élèves, les fournitures scolaires, le transport scolaire, la nourriture et le logement, l'habillement, les frais de scolarité et les autres dépenses scolaires soit :

DEPENS = COTIPAR + FOURNITU + TRANSPOR + CANTINE + UNIFORME + FRAISCOL + AUTRCLUB.

Âge à la première migration :

MIGAGE = l'âge qu'il avait en quittant les parents pour la première fois.

Degré de mobilité :

MIGFREQ = nombre de changement de localité de résidence.

Statut de la localité de naissance : variable dichotomique :

NAIVILLA = 1 si né à la campagne; 0 sinon.

Centre de do
AVR 2 1993
iences é

Type de pensionnat : variable dichotomique :

MAISON = 1 si vit ou a vécu à la maison pendant les études; 0 sinon.

Soutien financier de l'état : variable dichotomique :

BOURSIER = 1 si reçoit une bourse de l'état; 0 sinon.

Type d'établissement fréquenté : variable dichotomique :

ECOLPUB = 1 si l'établissement est public; 0 sinon.

Migrant pour étude uniquement dans l'ensemble des migrants urbains : variable dichotomique :

MIGRETUD = 1 si est étudiant effectif ou bien a déjà étudié et travaille actuellement en ville; 0 sinon. La cause de la migration étant RAISON1, c'est-à-dire l'investissement en capital humain.

3.2.3. Les équations empiriques

a) Déterminant de la migration

La décision de migrer pour investir en capital humain est subordonnée au calcul de la valeur actualisée nette anticipée (VAN^a) de ce mouvement.

Nous rappelons que VAN_i^a, la valeur actualisée nette anticipée pour l'individu i est exprimée dans l'équation (3). Elle peut prendre aussi la forme suivante :

$$VAN_i^a = \beta' X_i + \mu_i \qquad (6)$$

où

β est le vecteur des paramètres, X_i est le vecteur des variables indépendantes qui entrent dans le calcul de $AIDFIN^a$, COÛT, $RENDMO^a$, $RENDNOMO^a$ et $EVIA^a$. μ_i l'erreur aléatoire est supposée normalement, indépendamment et identiquement distribuée avec une moyenne nulle et une variance constante σ^2.

VAN_i^a est une variable latente (non observée). La probabilité que l'individu i migre est P_i et est définie de la façon suivante :

$$P_i = P_r(VAN_i^a > 0) = P_r(\mu_i > -\beta' X_i) \qquad (7)$$

$$= P_r\left[Z > -\left(\frac{\beta'}{\sigma}\right)X_i\right] = \int_{-\infty}^{\left(\frac{\beta'}{\sigma}\right)X_i} f(Z)\, dZ \qquad (8)$$

où Z est une normale centrée réduite et f(Z) la fonction de densité gaussienne.

Étant donné que nous avons affaire à un modèle <u>PROBIT SANS SEUIL CONNU</u> c'est-à-dire que l'événement migrer prend la valeur 1 si $VAN_i^a > \underline{0}$ et la valeur 0 si $VAN_i^a \leq \underline{0}$, alors il est normalement impossible de séparer β et σ. Pour mémoire, on sait que le modèle PROBIT ne donne pas des coefficients β mais plutôt $\left(\frac{\beta}{\sigma}\right)$. Cependant le fait que DEPENS, qui est une composante de COÛT (cf. équation 2), est directement observable et entre de manière linéaire dans le calcul explicite de VAN^a avec un coefficient de $\underline{1}$, rend directement possible l'estimation de $\frac{1}{\sigma}$. L'avantage que nous tirons du coefficient unitaire (1) de DEPENS est qu'il donne directement $\frac{\hat{1}}{\sigma}$, nous permettant ainsi d'extraire les coefficients des autres variables; soit

$$\beta = \left(\frac{\beta}{\sigma}\right)\left(\frac{\sigma}{1}\right) = \left(\frac{\beta}{\sigma}\right)\left(\frac{\hat{1}}{\sigma}\right)^{-1} \tag{9}$$

b) <u>Estimation du taux de rendement de la migration</u>

Nous retenons que :

- les opportunités d'emploi restent stables;
- il y a absence de contrainte dans le financement des études;
- l'éducation n'est pas un bien de consommation mais plutôt exclusivement un investissement.

Pour calculer le taux de rendement de la migration pour acquisition de capital humain, nous posons que l'investissement est égal à

$$I = COÛT - AIDFIN^a \tag{10}$$

L'équation (4) peut alors se réécrire :

$$VAN^a = -I + \frac{r^a \cdot I}{i} = AIDFIN^a - COÛT + (RENDMO^a + RENDNOMO^a) \cdot EVIA^a \qquad (11)$$

où r^a est le taux de rendement de la migration. Le 2e membre de l'équation (11) étant connu par (3), nous tirons facilement r^a, que nous pouvons comparer au taux d'intérêt du marché en vigueur.

r^a doit être supérieur à i pour donner à VAN^a une valeur supérieure à zéro. C'est ce qui va déterminer l'individu dans sa décision de migrer pour acquérir du capital humain plutôt que pour réaliser un autre projet comme la recherche d'emploi en ville par exemple.

TABLEAU 8 : Récapitulatif des proxies entrant dans le calcul de la valeur actualisée nette anticipée de la migration (VAN[a])

PROXY	(-) OPPORT	(-) PSY	(-) DESU	(+) AIDFIN	(+) RENDMO	(+) RENDNOMO	(+) EVIA	SIGNE ATTENDU
AGE1	x	x	x	x	x		x	?
MASCUL	x	x		x	x	x	x	+
CELIBAT			x			x	x	+
PEREICI	x			x				+
PEREVI	x			x				?
MEREICI	x			x				+
MEREVI	x			x				?
PNODIPL	x			x	x	x		+
AGRICULP	x			x	x	x		+
SERVICE	x			x	x	x		+
AGRICULM	x			x	x	x		+
MENAGERE	x			x	x	x		+
PRIMAIR	x			x	x	x	x	+
SECOND	x			x	x	x	x	+
NBSCOL1	x			x	x	x	x	+
SECONSUP	x			x	x	x	x	+
FREQUEN	x						x	?
CALCULER	x						x	?
ENFANT				x			x	+
NONPAREN		x	x	x				-
MIGAGE			x					-
MIGFREQ				x		x	x	+
VACCIN							x	+
MALADE		x	x	x				?
NBMEMBRE				x				+
NAIVILLA		x						-
LIRE							x	+
HABPER10		x						-
HABMER10		x						-
MAISON				x			x	+
ABIDJREG	x			x	x	x	x	+
EST			x	x				?
SUD	x			x			x	?

PROXY	(-) OPPORT	(-) PSY	(-) DESU	(+) AIDFIN	(+) RENDMO	(+) RENDNOMO	(+) EVIA	SIGNE ATTENDU
NORD			x					-
OUEST			x					-
ORIABIDR	x						x	?
ORIEST							x	+
ORISUD	x						x	?
ORINORD			x					-

IV. ESTIMATIONS ET RÉSULTATS

4.1. Étude du phénomène migratoire dans son ensemble

Dans ce paragraphe, nous essayons d'étudier la structure de la migration du milieu rural vers le milieu urbain. Le tableau 9 nous donne par un modèle probit les variables qui expliquent le phénomène en Côte d'Ivoire et l'importance de chacune d'elles.

TABLEAU 9 : Probabilité de migrer

Modèle probit avec 24 variables explicatives
Variable dépendante = MIGRURB

Variables explicatives	Signe attendu	Coefficient estimé	T-ratio asymptotique
AGE1	(-)	$-0,36659 \cdot 10^{-2}$	-1,4197
MASCUL	(?)	-0,15515	-2,2445
IVOIRIEN	(+)	0,38047	4,0365
PNODIPL	(+)	0,50138	3,3309
MNODIPL	(+)	1,1865	5,2588
AGRICULP	(+)	0,23655	1,7721
SERVICE	(+)	0,49273	2,9314
AGRICULM	(-)	-0,51869	-4,2915
MENAGERE	(+)	0,57945	4,5325
NONDIPL	(-)	-1,1087	-13,569
PRIMAIR	(-)	-0,85975	-7,2758
MALADE	(-)	-0,13082	-2,0626
VACCIN	(+)	0,10172	1,4532
LIRE	(+)	0,73115	3,3407
CALCULER	(+)	0,67901	2,7593
FREQUEN	(?)	-0,77743	-3,3279
TRAVAILL	(-)	-0,93068	-13,229
ETUDI	(+)	0,96848	7,1313
CELIBAT	(+)	-0,18068	-2,0298
MEREVI	(?)	0,22764	3,1946
HABPER10	(?)	0,17481	2,0200
HABMER10	(?)	0,42310	4,6954
ABIDJREG	(?)	-0,20046	-2,2322

Variables explicatives	Signe attendu	Coefficient estimé	T-ratio asymptotique
OUEST	(?)	-0,25616	-3,4520
CONSTANTE	(?)	-1,6512	-9,1007

Total observations = 4 028; Total(1) = 829; Total(0) = 3 199
Log-Vraisemblance (0) = - 2 047,6; Fonction de vraisemblance = -1 288,0
Test du ratio de vraisemblance = 1 519,30 avec 24 D.L.
Maddala R^2 = 0,3142
McFadden R^2 = 0,37099

TABLEAU DE PRÉDICTION

		Observé	
		0	1
	0	3 062	373
Prédit	1	137	456

Pourcentage de prédictions correctes = 0,87339

(cf. Annexe 1 pour les statistiques sur les variables du tableau 9)

L'analyse des résultats du tableau 9 montre que la migration diminue avec l'âge. Les jeunes ruraux ont donc une propension à migrer plus importante que celle des adultes. La ville attire plus les filles que les garçons. Les étrangers choisissent de rester à la campagne pour s'adonner aux travaux agricoles. Les analphabètes préfèrent rester dans leur village en laissant partir ceux qui savent lire et calculer. Les étudiants vont à la ville tandis que les travailleurs effectifs sont moins tentés par le mouvement, et ceci de manière très significative. Les mieux portants sont ceux qui bénéficient de ce mouvement. Les malades prennent moins de risque. Comme nous devrions nous y attendre les parents des migrants n'ont pas de diplôme, travaillent dans l'agriculture et, la mère la plupart du temps s'occupe des travaux domestiques de la famille. Autant les habitants de l'ouest de la Côte d'Ivoire très éloignés des villes aiment la campagne, autant ceux de la région d'Abidjan disposant de beaucoup d'infrastructures socio-économiques ne jugent pas le déménagement à la ville très important.

4.2. Un modèle scolaire

4.2.1. La fonction de fréquentation

À l'aide d'un modèle probit, nous cherchons les variables qui déterminent le statut d'étudiant effectif dans l'ensemble de la population qui a déjà effectué le mouvement migratoire.

Le tableau 10 ci-après répertorie l'ensemble de ces variables. Leurs statistiques respectives peuvent être consultées dans le tableau annexe 2.

TABLEAU 10 : Probabilité d'étudier

UNIVERS = ensemble des migrants urbains
Modèle probit avec 18 variables explicatives
Variable dépendante = ETUDI

Variables explicatives	Signe attendu	Coefficient estimé	T-ratio asymptotique
AGE1	(-)	-0,13505	-5,6282
MASCUL	(+)	0,63965	2,9109
IVOIRIEN	(?)	0,36079	0,5668
PNODIPL	(+)	0,28484	0,7381
AGRICULP	(+)	-0,08631	-0,2411
SERVICE	(+)	0,41374	0,9626
AGRICULM	(+)	0,73157	1,8203
MENAGERE	(+)	0,68040	1,7016
NBMEMBRE	(?)	0,04109	2,3030
CELIBAT	(+)	1,1955	3,4791
AUTPAREN	(?)	-0,83946	-2,7100
NONPAREN	(+)	-1,0957	-3,2928
MALADE	(-)	-0,40487	-1,5143
VACCIN	(+)	0,41722	1,8167
LIRE	(+)	2,2530	4,9613
RAISON1	(+)	0,88339	4,0497
TRAVAILL	(-)	-0,18757	-0,7656
CHERCHE	(-)	-1,4379	-3,1473
CONSTANTE	(?)	-2,3944	-2,3244

Total observations = 829; Total(1) = 149; Total(0) = 680
Log-Vraisemblance (0) = - 390,45; Fonction de vraisemblance = - 123,49
Test du ratio de vraisemblance = 533,932 avec 18 D.L.
Maddala R^2 = 0,4748
McFadden R^2 = 0,68374

TABLEAU DE PRÉDICTION

		Observé	
		0	1
	0	652	22
Prédit	1	28	127

Pourcentage de prédictions correctes = 0,93969

Les données du tableau 10 indiquent que 18% de migrants sont des étudiants effectifs sans compter ceux qui ont terminé leur formation et qui ont trouvé un emploi en ville. Dans cette population de migrants, les garçons sont les plus disposés à étudier. La variable RAISON1 est très significative avec un coefficient positif, ce qui veut dire que les jeunes qui quittent la campagne avec objectif d'étudier tiennent en général leur engagement. Nos résultats montrent également qu'il y a une distinction nette entre les migrants qui sont en ville pour la recherche d'emploi ou qui travaillent effectivement et les étudiants (cf. les signes de RECHERCHE et TRAVAILL qui sont opposés à celui de RAISON1). Le statut de célibat est favorable à l'éducation. De même la taille de la famille ne constitue pas un frein à la scolarisation. La situation socio-économique des parents n'explique pas de manière significative l'appartenance d'un migrant à un groupe ou à un autre. Ceci peut s'expliquer par la similarité des activités de leur parents résidant à la campagne qui travaillent dans la plupart du temps dans le secteur agricole. Enfin les étudiants sont issus des plus jeunes et de ceux qui témoignent d'un bon état de santé (cf. signes de AGE1, MALADE et VACCIN).

4.2.2. La fonction de dépenses

Comme nous l'avons exprimé dans le paragraphe 3.2.3., la variable DEPENS est cruciale dans la dérivation de notre modèle ainsi que pour le calcul de VAN[a]. Pour estimer cette fonction de dépenses pour études nous avons utilisé la méthode des moindres carrés ordinaires sur la population étudiante après avoir pris soin de corriger son biais de sélection dans l'ensemble des migrants. La variable qui capte le biais de sélection a été créée lors de la détermination du modèle de fréquentation dans le paragraphe 4.2.1. Nous l'avons nommée Mill2 et c'est l'Inverse du Ratio de Mill dont le principe a été développé par Heckman[37]. Le tableau 11 présente les coefficients des variables qui déterminent les dépenses des étudiants. Ces résultats nous ont permis d'extrapoler à l'ensemble de la population migrante les dépenses scolaires potentielles dans les cas spécifiques où l'individu a terminé sa formation ou envisage de l'entamer. Les autres statistiques sur les variables ayant servi à

---

[37]Heckman, James J., 1979.

l'estimation des dépenses d'éducation peuvent être consultées dans l'annexe 3.

TABLEAU 11 : Dépenses d'études

Régression semi-logarithmique par moindre carré ordinaire
Variable dépendante : LNDEPENS

Variables explicatives	Coefficient estimé	T-ratio
AGE1	0,01453	0,31650
CELIBAT	-0,09468	-0,16289
ENFANT	0,51334	1,7401
NONPAREN	-0,91108	-2,8716
SECONSUP	-0,21193	-0,39694
AGRICULP	0,28141	1,0324
MENAGERE	0,61928	0,65549
ECOLPUB	-0,61928	-2,2850
BOURSIER	0,34998	1,3475
TECHSUPP	-0,19792	-0,40528
MILL2	-0,20308	-0,59226
CONSTANTE	10,678	10,106

$\overline{R}^2 = 0,1937$

N.B. LNDEPENS désigne le logarithme naturel de DEPENS. Après extrapolation, nous revenons à la valeur réelle des dépenses (DEPENS) en prenant la fonction inverse c'est-à-dire l'exponentielle.

4.3. Estimation du critère de décision d'acquisition de capital humain des migrants urbains : procédures et analyses

Dans cette partie, est développée la procédure de calcul de la variable latente VAN^a. Les 262 observations, soit 32% des individus ayant le statut de migrants internes urbains en 1986 et qui ont investi dans l'éducation, constituent la base du modèle probit que nous avons construit à cet effet. Les coefficients qui en résultent, après modification selon l'équation (9), sont les facteurs dans l'estimation de VAN^a. La prise en compte supplémentaire du taux d'escompte nous permet

de déduire le taux de rendement de cet investissement pour chaque individu.

4.3.1. Nous avons dit Investissement en capital humain : c'est l'éducation acquise (pour les migrants qui ont terminé leur formation) ou en acquisition (pour les étudiants effectifs)

TABLEAU 12 : PROBABILITÉ D'INVESTIR EN CAPITAL HUMAIN

Modèle probit avec 41 variables explicatives
Variable dépendante = MIGRETUD

Variables explicatives	(1) Coefficient estimé $\left(\frac{\beta}{\sigma}\right)$	(2) T-ratio asymptotique de $\left(\frac{\beta}{\sigma}\right)$	(3) $\beta = \left(\frac{\beta}{\sigma}\right)\times\left(\frac{\hat{1}}{\sigma}\right)^{-1}$
DEPENS	$-0,48504\cdot 10^{-4}$	-4,9717	(-1)
AGE1	0,03532	2,2125	7283,11
CELIBAT	-0,21079	-0,93879	-4345,83
ENFANT	0,80755	0,83375	16649,14
NONPAREN	-3,0683	-5,3001	-63258,70
SECONSUP	-0,71732	-1,7180	-14788,88
AGRICULP	1,1692	2,7433	24105,23
MENAGERE	1,3923	2,8276	28704,85
MASCUL	0,66074	3,7603	13622,38
MAISON	7,1754	0,23064	147934,19
LIRE	0,63506	0,88906	13092,94
CALCULER	-0,21773	-0,31887	-4488,91
FREQUEN	-0,32846	-0,53915	-6771,81
PEREICI	1,9248	2,1216	39683,32
PEREVI	-0,11570	-0,67016	-2385,37
PNODIPL	0,25722	0,66191	5303,68
SERVICE	0,29753	0,71567	6134,13
MEREVI	-0,24104	-1,2538	-4669,49
MEREICI	0,58476	1,0543	12055,91
AGRICULM	0,63129	1,4437	13015,22
PRIMAIR	0,30646	1,1265	6318,24
SECOND	0,54267	1,4634	11188,15
NBSCOL1	0,08454	2,5992	1743,01
ABIDJREG	0,10964	0,38212	2260,43

Variables explicatives	(1) Coefficient estimé $\left(\frac{\hat{\beta}}{\sigma}\right)$	(2) T-ratio asymptotique de $\left(\frac{\hat{\beta}}{\sigma}\right)$	(3) $\beta = \left(\frac{\hat{\beta}}{\sigma}\right)\times\left(\frac{\hat{1}}{\sigma}\right)^{-1}$
EST	-0,05338	-0,18244	-1100,45
SUD	0,28440	0,76243	5863,43
NORD	-0,35822	-1,0898	-7385,37
OUEST	-0,31479	-1,3856	-6489,98
HABPER10	0,67617	2,3594	13940,5
HABMER10	-0,21707	-0,73740	-4475,30
MIGAGE	-0,00164	-0,11874	-33,83
ORIABIDR	-0,16609	-0,75966	-3424,25
ORIEST	0,11711	0,40174	2414,4
ORISUD	-0,39845	-1,1073	-8214,79
ORINORD	-0,78303	-2,2443	-16143,62
NBMEMBRE	0,00486	0,34364	100,10
MALADE	0,12824	0,73162	2643,91
MIGFREQ	0,08147	2,7336	1679,66
NAIVILLA	-1,5534	-4,1834	-32026,22
VACCIN	0,28306	1,5854	5835,81
MILL1	0,21917	0,94986	4518,60
CONSTANTE	0,30512	0,30151	6290,62

Total observations = 829; Total(1) = 262; Total(0) = 567
Log-Vraisemblance (0) = - 517,18; Fonction de vraisemblance = - 190,08
Test du ratio de vraisemblance = 654,175 avec 41 D.L.
Maddala R^2 = 0,5458
McFadden R^2 = 0,63245

TABLEAU DE PRÉDICTION

		Observé	
		0	1
	0	543	50
Prédit	1	24	212

Pourcentage de prédictions correctes = 0,91074
(Les statistiques sur les variables du tableau 12 sont dans l'annexe 4)

N.B. La variable MILL1 dans le tableau 12 est l'inverse du ratio de MILL qui corrige le biais de sélection des migrants sur l'ensemble de l'échantillon soit sur les 4 028 observations.

Le résultat important que nous avons trouvé dans cette partie est le coefficient $\left(\frac{\beta}{\bar{\sigma}}\right)$ très significatif de DEPENS. Le signe négatif est compatible à ce qu'une hausse des dépenses de l'éducation décourage l'investissement privé en ce domaine. β prenant la valeur (-1) comme nous l'avons montré à la page 89, nous isolons facilement $\frac{\hat{1}}{\bar{\sigma}} = 0{,}48504 \cdot 10^{-4}$ c'est-à-dire $\bar{\sigma} = 20616{,}856$ CFA. Le CFA est l'unité monétaire de la Côté d'Ivoire. En multipliant tous les autres coefficients de la colonne (1) du tableau 12 par 20616,856 nous obtenons le vecteur β dans la colonne (3). <u>Ainsi VAN,ª est connue</u>.

Avec $\bar{\sigma}$ constant, l'écart-type de β s'obtient facilement par la formule traditionnelle de la variance; soit :

$$\sigma(\beta) = \sqrt{V\left[\left(\frac{\beta}{\bar{\sigma}}\right) \cdot \bar{\sigma}\right]} = \sqrt{\bar{\sigma}^2 \cdot V\left(\frac{\beta}{\bar{\sigma}}\right)} = \bar{\sigma} \cdot \sigma\left(\frac{\beta}{\bar{\sigma}}\right) \qquad (12)$$

Le commentaire rapide des points saillants des résultats du tableau 12, révèle qu'une année supplémentaire d'études contribue pour 1 740 CFA à la valeur actualisée nette anticipée. L'appartenance au sexe masculin y contribue pour 13 622 CFA, montrant ainsi que la discrimination vis-à-vis du sexe avantage les garçons, phénomène encore important en Côte d'Ivoire dans les familles rurales. Avoir un diplôme primaire contribue pour 6 318 CFA dans la formation de VANª alors que l'apport du diplôme secondaire est de 11 188. Le fait que la famille d'accueil soit composée de parents biologiques favorise une hausse de VANª de 16 649 CFA alors que si le migrant n'a aucun lien avec cette famille VANª baisse de 63 258. Ce qui montre que plus on est parent au tuteur et mieux on est assisté dans sa formation. La taille de la famille n'a pas d'influence dans la formation de VANª. Cependant avoir un père agriculteur ou une mère ménagère y contribuent respectivement pour 24 105 et 28 704 CFA donc sensiblement de la même importance. Migrer vers la capitale ou dans ses environs est plus profitable que déménager vers les autres régions du pays. Au contraire, toutes choses égales par ailleurs, seuls les originaires de l'est reçoivent un gain positif. Enfin une année d'âge

supplémentaire contribue pour 7 283 CFA à la formation de VAN^a, ce qui veut dire que la maturité et l'expérience renforcent le bénéfice attendu de l'investissement en capital humain.

4.3.2. La valeur actualisée nette anticipée VAN_p^a pour différentes sous-populations dans l'ensemble des migrants

Pour calculer $\overline{VAN}_p^a$, nous avons imposé des contraintes sur notre échantillon pour pouvoir le diviser en sous-groupes pertinents dans l'appréciation de la rationalité qui commande le migrant en déterminant son statut. Par l'équation (6) et en utilisant les valeurs de la colonne 3 du tableau 12, nous obtenons la valeur actualisée nette anticipée moyenne de chaque sous-groupe dans l'ensemble des migrants urbains.

TABLEAU 14 : $\overline{VAN}_p^a$

Sous-population	Effectif	Proportion	$\overline{VAN}_p^a$ en CFA
Ensemble des migrants urbains	829	100%	-6 958
Ensemble ayant investi en capital humain	262	32%	59 232
Ensemble dont VAN_i^a est positif sur les 262 qui ont investi en capital humain	212	81%	77 296
Ensemble n'ayant pas investi en capital humain	567	68%	-37 543
Ensemble dont VAN_i^a est négatif sur les 567 qui n'ont pas investi en capital humain	543	96%	-39 770
Ensemble des garçons par rapport aux filles ayant investi en capital humain	207	79%	61 498
Ensemble des filles par rapport aux garçons ayant investi en capital humain	55	21%	50 705
Ensemble des célibataires ayant investi en capital humain	162	62%	84 583
Ensemble des non célibataires ayant investi en capital humain	100	38%	18 165
Ensemble de ceux qui sont enfants de la famille d'accueil	53	20%	66 739

Sous-population	Effectif	Proportion	$\overline{VAN}_p^a$ en CFA
Ensemble de ceux qui ne sont pas enfants de la famille d'accueil	209	80%	57 329
Ensemble de ceux dont le père travaille dans le secteur agricole	216	82%	58 072
Ensemble de ceux dont le père travaille dans les services	25	10%	58 019
Ensemble des étudiants effectifs	149	18%	102 760
Ensemble des étudiants effectifs ayant un diplôme primaire	97	65%	97 668
Ensemble des étudiants effectifs ayant un diplôme secondaire	30	20%	92 687
Ensemble des étudiants effectifs ayant un diplôme universitaire	13	9%	137 550
Ensemble des migrants ayant achevé leur formation avec un diplôme primaire et disposant d'un emploi	46	41%	32 511
Ensemble des migrants ayant achevé leur formation avec un diplôme secondaire et disposant d'un emploi	23	20%	37 231
Ensemble des migrants ayant achevé leur formation avec un diplôme universitaire et disposant d'un emploi	54	48%	19 761

Les résultats du tableau 14 confirment nos hypothèses de travail dans la construction de ce modèle de migration et, de ce fait, permettent des ouvertures qui pourront faire l'objet de tests dans des études ultérieures. Il s'agit des conclusions suivantes :

- la décision de migrer pour investir en capital humain est une décision rationnelle et conditionnelle au bénéfice attendu;

- les garçons et les célibataires sont les plus favorisés;

- avoir des affinités avec la famille d'accueil en ville est un atout pour la réussite de cet investissement;

- l'attente de ceux dont l'investissement est en cours est plus forte que celle des personnes qui sont déjà sur le marché du travail;

- le niveau du diplôme obtenu joue différemment sur l'attente selon que l'individu est encore étudiant ou a déjà terminé sa formation.

4.3.3. Le taux de rendement de la migration

Comme nous l'avons spécifié à la page 89, l'équation (11) donne la possibilité de calculer le taux de rendement de la migration r^a à partir du moment où VAN^a est connue.

Pour un taux d'escompte donné i,

$$r^a = \frac{(I + VAN^a) \cdot i}{I} \qquad (13)$$

Si nous retenons par exemple la valeur actualisée nette (VAN^a) de la sous-population qui a investi en capital humain, c'est-à-dire 59 232 pour les 32% de migrants, une variation du montant annuel de l'investissement net donne les différents taux de rendement qui figurent dans le tableau 15.

TABLEAU 15

Taux de rendement anticipé de la migration pour une valeur actualisée nette anticipée de 59 232 CFA

Montant Investissement net en CFA	Taux d'escompte			
	0,07	0,09	0,11	0,13
50 000	0,153	0,197	0,240	0,284
100 000	0,111	0,143	0,175	0,207
150 000	0,098	0,126	0,153	0,181
200 000	0,091	0,117	0,143	0,169
250 000	0,087	0,111	0,136	0,161
300 000	0,084	0,108	0,132	0,156

Ce tableau montre que, par exemple, à un taux d'escompte de 11% un investissement annuel de 50 000 à 300 000 CFA procure respectivement un

rendement de 24 à 13%. Plusieurs autres simulations à titre d'exercices peuvent être également effectuées.

En définitive, les conclusions de ces dernières estimations sont les suivantes :

1- l'incorporation de la migration des jeunes de la campagne à la ville dans un modèle d'investissement en capital humain donne des taux de rendement ex-ante, qui cadrent avec ceux calculés ex-post dans la littérature de l'éducation;

2- pour un taux d'escompte donné, le taux de rendement anticipé diminue avec le montant de l'investissement privé;

3- les "pauvres" conditionnent leur décision de migration pour investir en capital humain à un taux de rendement supérieur à celui des "riches";

4- la subvention par l'État des études dans les villes, en faisant baisser le coût total privé de l'éducation, favorise la migration des jeunes à cet effet.

V. CONCLUSION

Le débat sur la migration des zones rurales vers les villes dans les pays sous-développés a commencé depuis les années 1950 et se poursuit aujourd'hui encore entre économistes et démographes. Comme hier, elle connaît ses défenseurs et ses réprobateurs.

La littérature en ce domaine a été essentiellement centrée sur le modèle de Michael Todaro qui a fait l'objet de plusieurs critiques depuis sa publication en 1969. Les discussions ont cependant tourné autour de la recherche d'emploi comme objectif principal de la migration interne urbaine.

Dans cette recherche basée sur les données ivoiriennes, nous avons non seulement mis l'accent sur la migration des jeunes et incorporé les coûts psychologiques mais avons aussi privilégié l'investissement en capital humain qui représente le motif de 32% de l'ensemble des migrants urbains en Côte d'Ivoire.

Notre hypothèse de travail dans la construction de ce modèle a été que la décision de migrer des jeunes ruraux obéit à un critère purement économique et est subordonnée au calcul préalable de la valeur actualisée nette anticipée (VAN^a) de ce mouvement. Ex-ante, cette valeur doit être positive pour justifier le départ de la campagne à la ville.

L'apport original de notre modèle est d'avoir pu, malgré la non-directe observabilité des variables (excepté les dépenses scolaires) entrant dans le calcul de VAN^a, effectuer une estimation totale. La seule contrainte était que la variable DEPENS, une composante de COÛT par combinaison linéaire avec OPPORT, PSY et DESU, entre dans le calcul de VAN^a avec un coefficient de -1.

Au terme de nos estimations, l'hypothèse de rationalité a été pleinement vérifiée puisque d'une part sur les 32% des migrants qui ont investi dans l'éducation 81% avaient chacun VAN_i^a positif. D'autre part sur les 68% qui n'ont pas investi, bien qu'ayant migré, 96% avaient chacun VAN_i^a négatif.

Avec la connaissance de VAN^a nous avons aussi calculé le taux de rendement de la migration pour un investissement et un taux d'escompte donnés. Il ressort que le taux de rendement diminue avec l'investissement et que les "pauvres" sont plus exigeants que les "riches". Son corollaire est que la migration en vue d'investissement en capital humain est encouragée par une hausse de la subvention de l'état au système éducatif dans les zones urbaines.

En cette période où l'ajustement structurel est de rigueur en Côte d'Ivoire, comme dans la plupart des pays africains, la mise en oeuvre des programmes de stabilisation conduisant à une réduction généralisée des dépenses publiques restreint inévitablement selon notre modèle le déplacement des jeunes en quête de savoir vers les villes. Ainsi, s'estompe quelque peu l'élan que le système scolaire ivoirien avait pris dans les années 1960 et auquel l'on avait donné des raisons de forte croissance en l'an 2000.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

AHONZO, E. BARRÈRE, B. ET P. KOPYLOV, Population de la Côte d'Ivoire: Analyse des données démographiques disponibles, Abidjan, Direction de la statistique, MEF, 1984, 324 pages.

ARNOLD, F. AND COCHRANE S., "Economic Motivation Versus City Lights: Testing Hypothesis about Interchangement Migration in Thailand", Worldbank Staff Working Paper, Vol. 416, 1980.

BAIROCH, P., The Economic Development of the Third World Since 1900, Berkeley, CA: University of California Press, 1975.

BANERJEE, B. AND KANBUR, S.M., "On the Specification and Estimation of Rural-Urban Migration Functions", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 43, 1981, pp. 7-28.

BERRY, A. AND SABOT, R.H., "Unemployment and Economic Development", Economic Development and Cultural Change, Vol. 33, 1984, pp. 99-116.

CALDWELL, J.C., African Rural-Urban Migration: The Movement to Ghana's Towns, 1969.

CATSIAPIS, GEORGE, "A Model of Educational Investment Decisions", The Review of Economics and Statistics, Vol. 3, February, 1987, pp. 33-41.

ENGELS, F., The Conditions of the Working Class in England, Translated from the 1845 edition, England: Panther Press, 1974.

FIELDS, G., "Rural-Urban Migration, Urban Unemployment and Underemployment, and Job Activity in LDC'S", Journal of Development Economics, Vol. 58, November, 1976, pp. 407-415.

FIELDS, G., "Labor Force Migration, Unemployment and Job Turnover", Review of Economics and Statistics, Vol. 58, November, 1976, pp. 407-415.

FIELDS, G.S., "Place to Place Migration in Colombia", Economic Development and Cultural Change, Vol. 30, 1982, pp. 539-558.

FORTIN, BERNARD AND NGUIAGAIN, TITUS, "Local Public Goods, Migration and Unemployment: The Case of the Philippines", Cahier de recherche 8803, GREPE, September 1988, pp. 1-35.

GREENWOOD, J. MICHAEL, "Human Migration: Theory, Models and Empirical Studies", Journal of Regional Science, Vol. 25, no. 4, 1985, pp. 521-544.

HARRIS, J. AND TODARO, MICHAEL, "Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis", The American Economic Review, Vol. 60, no. 1, 1970, pp. 126-142.

HECKMAN, JAMES J., "Sample Selection Bias as a Specification Error", Econometrica, Vol. 47, no. 1, 1979, pp. 153-161.

HERRICK, B.H., Urban Migration and Economic Development in Chile, Cambridge, MASS, 1965.

HOSELITZ, B.F., "Generative and Parasitic Cities", Economic Development and Cultural Change, Vol. 3, 1955, pp. 278-294.

HOSELITZ, B.F., "Urbanization and Economic Growth in Asia", Economic Development and Cultural Change, Vol. 5, 1957, pp. 42-54.

MALEANSON, J.J., "Unemployment and the Efficiency Wage Hypothesis", Economic Journal, Vol. 91, 1981, pp. 844-866.

MAZUMDAR, DIPAK, "Rural-Urban Migration in Developing Countries", World Bank Series, no. 422, 1987, pp. 1098-1128.

MORSE, R.M., "Trends and Issues in Latin American Urban Research 1965-70, part III", Latin American Research Review, Vol. 6, 1971, pp. 19-75.

NELSON, J.M., "Sojourners Versus New Urbanites: Causes and Consequences of Temporary Versus Permanent Cityward Migration in Development Countries", Economic Development and Cultural Change, Vol. 24, 1976, pp. 721-757.

OBERAI, A.S., "Migration, Unemployment and Urban Labor Market: A Case Study of the Sudan", International Labor Review, Vol. 115, 1977, pp. 211-223.

PRESTON, S.H., "Urban Growth in Developing Countries: A Demographic Reappraisal", Population and Development Review, Vol. 5, 1979, pp. 195-215.

RAVENSTEIN, E.G., "The Laws of Migration", Journal of the Royal Statistical Society, Vol. 48, 1885, pp. 167-227.

REDFORD, A., Labor Migration in England 1800-1850, Revised from the 1926 edition, New York: A. Kelly, 1968.

REMPLE, H. AND LOBDELL, R.A., "The Role of Urban-to-Rural Remittances in Rural Development", Journal of Development Studies, Vol 14, 1978, pp. 324-341.

SABOT, R.H., Economic Development and Urban Migration, Tanzania 1900-1971, Oxford, 1979.

SCHULTZ, T.P., "Lifetime Migration with Education Strata in Venezuela", Economic Development and Cultural Change, Vol. 30, 1982, pp. 559-583.

SIMMONS, A.B., "The Emergence of Planning Orientation in a Modernizing Community: Migration, Adaptation and Family Planning in Highland Columbia", Latin American Studies Program, Series no. 15, 1970.

SINCLAIR, S.W., Urbanization and Labor Markets in Developing Countries, London: Croom Helm, 1978.

SJAASTAD, L., "The Costs and Returns of Human Migration", Journal of Political Economy, Vol. 70, 1962, pp. 80-93.

STARK, ODED, "A Note on Modelling Labour Migration in LDC_s", Journal of Development Studies, Vol. 20, 1984, pp. 318-321.

STARK, ODED AND BLOOM, E. DAVID, "The New Economics of Labor Migration", The American Economic Review, Vol. 75, no. 2, 1985, pp. 173-178.

TIEBOUT, C.M., "A Pure Theory of Public Expenditures", Journal of Political Economy, Vol. 64, 1956, pp. 416-424.

TODARO, MICHAEL, "Internal Migration in Developing Countries: A Survey", Population and Economic Changes in Developing Countries, Ed. R. Easterlin, Chicago, IL: University of Chicago Press, 1980, pp. 361-390.

WILLIAMSON, G. JEFFREY, "Migration and Urbanization", Handbook of Development Economics, Vol. 1, 1988, pp. 459-461.

WILLIS, R.J., "Comment", Population and Economic Changes in Developing Countries, Ed., R. Easterlin, Chicago, IL: University of Chicago Press, 1980, pp. 394-397.

WILLIS, R.J., "Comment", R.A. Easterlin, Ed., Population and Economic Change in Developing Countries, University of Chicago Press, Chicago, IL, 1980.

YAP, L., "The Attraction of Cities: A Review of the Migration Literature", Journal of Development Economics, Vol. 4, 1977, pp. 239-264.

YAP, L., "Rural-Urban Migration and Urban Underemployment in Brazil", Journal of Development Economics, Vol. 3, 1976, pp. 227-243.

ANNEXE 1

Statistiques sur les variables du tableau 9

Variables	Moyenne	Écart-type
(indépendantes)		
AGE1	36,514	16,890
MASCUL	0,456	0,498
IVOIRIEN	0,886	0,317
PNODIPL	0,891	0,312
MNODIPL	0,929	0,256
AGRICULP	0,851	0,356
SERVICE	0,039	0,194
AGRICULM	0,735	0,441
MENAGERE	0,140	0,347
NONDIPL	0,710	0,454
PRIMAIR	0,091	0,288
MALADE	0,308	0,462
VACCIN	0,185	0,388
LIRE	0,221	0,415
CALCULER	0,243	0,429
FREQUEN	0,247	0,431
TRAVAILL	0,772	0,420
ETUDI	0,051	0,221
CELIBAT	0,284	0,451
MEREVI	0,528	0,499
HABPER10	0,665	0,472
HABMER10	0,659	0,474
ABIDJREG	0,120	0,325
OUEST	0,210	0,407
(dépendante)		
MIGRURB	0,206	0,404

Total observations = 4 028

ANNEXE 2

Statistiques sur les variables du tableau 10

Variables	Coefficient estimé	T-ratio asymptotic
(indépendantes)		
AGE1	31,668	13,691
MASCUL	0,524	0,500
IVOIRIEN	0,924	0,265
PNODIPL	0,938	0,240
AGRICULP	0,838	0,368
SERVICE	0,093	0,290
AGRICULM	0,487	0,500
MENAGERE	0,423	0,494
NBMEMBRE	11,210	6,014
CELIBAT	0,390	0,488
AUTPAREN	0,197	0,398
NONPAREN	0,151	0,358
MALADE	0,255	0,436
VACCIN	0,234	0,424
LIRE	0,513	0,500
RAISON1	0,357	0,479
TRAVAILL	0,550	0,498
CHERCHE	0,042	0,201
(dépendante)		
ETUDI	0,180	0,384

Total observations = 829

ANNEXE 3

Statistiques sur les variables du tableau 11

Variables	Moyenne	Écart-type
(indépendantes)		
AGE1	18,494	3,8936
CELIBAT	0,91954	0,27358
ENFANT	0,33333	0,47414
NONPAREN	0,17241	0,37993
SECONSUP	0,10345	0,30631
AGRICULP	0,74713	0,43718
MENAGERE	0,35632	0,48169
ECOLPUB	0,77011	0,42320
BOURSIER	0,29885	0,46041
TECHSUPP	0,09195	0,29064
Mill2	0,47092	0,51323
(dépendante)		
LNDEPENS	10,636	1,1136
DEPENSE	61 748	47 734

Total observations = 87

ANNEXE 4

Statistiques sur les variables du tableau 12

Variables explicatives	Moyenne	Écart-type
(indépendantes)		
DEPENS	85 642	33 888
AGE1	31,668	13,691
CELIBAT	0,38963	0,48796
ENFANT	0,090470	0,28703
NONPAREN	0,15078	0,35805
SECONSUP	0,12425	0,33006
AGRICULP	0,83836	0,36834
MENAGERE	0,42340	0,49440
MASCUL	0,52352	0,49975
MAISON	0,10133	0,30194
LIRE	0,51267	0,50014
CALCULER	0,53076	0,49935
FREQUEN	0,51387	0,50011
PEREICI	0,079614	0,27086
PEREVI	0,51749	0,50000
PNODIPL	0,93848	0,24043
SERVICE	0,092883	0,29044
MEREVI	0,68637	0,46425
MEREICI	0,10495	0,30667
AGRICULM	0,48733	0,50014
PRIMAIR	0,22075	0,41500
SECOND	0,066345	0,24903
NBSCOL1	4,5344	4,9625
ABIDJREG	0,13390	0,34075
EST	0,16647	0,37272
SUD	0,054282	0,22671
NORD	0,19300	0,39489
OUEST	0,22678	0,41900
HABPER10	0,73824	0,43986
HABMER10	0,74427	0,43653
MIGAGE	13,828	7,3485

Variables explicatives	**Moyenne**	**Écart-type**
ORIABIDR	0,24608	0,43099
ORIEST	0,12907	0,33548
ORISUD	0,062726	0,24262
ORINORD	0,16647	0,37272
NBMEMBRE	11,210	6,0140
MALADE	0,25452	0,43586
MIGFREQ	3,3052	2,8297
NAIVILLA	0,90591	0,29213
VACCIN	0,23402	0,42364
Milll	0,85206	0,64894
(dépendante) MIGRETUD	0,31604	0,46521

Total observations = 829

SUJET 3 : ÉDUCATION

UNE NOUVELLE ESTIMATION DU TAUX DE RENDEMENT DE L'ÉDUCATION : INCORPORATION DE LA VARIABLE QUALITÉ DANS LE MODÈLE "MINCERIEN" AVEC ÉQUATIONS SIMULTANÉES DANS UN CONTEXTE DE MARCHÉ DE TRAVAIL SEGMENTÉ; APPLICATION AUX DONNÉES DE CÔTE D'IVOIRE

I. INTRODUCTION

L'expansion rapide de la demande pour l'éducation à laquelle le monde fait face depuis les années 1960 témoigne apparemment d'un rendement privé et social élevé de l'investissement dans ce domaine. On pense que le taux de rendement social est deux fois plus élevé en Afrique (15 à 30%) qu'en Amérique Latine ou dans les pays développés (8 à 13%) et que les taux de rendement privé dans les pays pauvres valent le double de ceux du rendement social[1]. On note cependant que l'écart entre le taux privé et le taux social est plus modéré dans les pays asiatiques à cause de la relative faible implication de l'État par rapport aux autres pays. Haveman et Wolfe[2] mettent en relief le rôle de l'État dans le financement de l'éducation en se consacrant aux effets indirects et non-monétaires de l'école. Un catalogue de vingt effets non-marchands part de la productivité intra-familiale, de la reproduction, à la consommation de loisirs et de certains types de biens en passant par la cohésion sociale, la réduction de crime et la promotion de la santé. Ils y développent un modèle pour dériver la valeur marginale des services de l'éducation dont l'output comprend aussi bien des biens marchands que des biens non-marchands et débouchent sur une estimation de ce que les individus sont prêts à payer ("the willingness to pay") pour acquérir cette éducation vue sous un angle plus global. Une application de cette méthode de calcul à la population américaine a montré qu'en moyenne une famille est prête à payer jusqu'à 3 075 $ pour acquérir une année supplémentaire d'études en vue de disposer des moyens d'améliorer sa propre santé.[3] Par contre elle ne serait disposée à étudier qu'au coût de 60 $ annuellement pour savoir faire valoir ses droits auprès de la police pour offense ou attaque par d'éventuels criminels.[4] Ainsi, dans un pays où la population ne dispose pas de moyen pour financer ses études, les montants que les familles sont prêtes à débourser en moyenne pour étudier peuvent suggérer le besoin d'éducation au niveau de toute la société.

---

[1]Schultz, T. Paul, 1988.

[2]Haveman and Wolfe, 1984.

[3]Lung Fei Lee, 1982.

[4]Ehrlich, Isaac, 1975.

À côté de son aspect investissement, l'éducation est aussi considérée comme un bien de consommation[5] ou un moyen de préserver et de transférer les valeurs culturelles aux générations futures. C'est un produit joint c'est-à-dire un bien de consommation autant qu'un bien d'investissement de telle sorte que la demande totale doit refléter la "somme" de ces deux aspects. Ainsi le taux de rendement exprimé par la seule hausse de salaire sous-estime la valeur privée des investissements en éducation et peut conduire à une fausse conclusion qu'il y a relativement trop d'investissements dans le système éducatif.

L'éducation est un bien privé générateur d'externalités positives. Les individus éduqués sont plus productifs dans leurs activités domestiques, plus responsables de leur état de santé et plus efficaces dans l'éducation de leurs enfants[6]. Négliger ces gains supplémentaires de bien-être conduit indubitablement à une sous-estimation du rendement de l'éducation. De même, dans les entreprises individuelles où le salaire n'est pas de mise, le niveau d'éducation des propriétaires conditionne la rationalité économique des décisions qui guident leur fonctionnement quotidien[7].

L'analyse de l'éducation sous sa <u>forme d'investissement en capital humain</u> (ce auquel nous nous intéressons dans cette recherche) a dominé la littérature en ce domaine et remonte même à Adam Smith[8]. Elle n'est donc point récente. Schultz[9] et Becker[10] sont considérés comme les précurseurs dans les premières tentatives de formalisation de ce sujet dans la théorie économique moderne. Cependant le plus célèbre à qui les spécialistes de la théorie du capital humain se réfèrent aujourd'hui pour le développement des modèles de l'éducation et de leurs tests

---

[5]Lazear, E., 1977.

[6]Auster, Leveson and Sarachek, 1969.

[7]Singh, Squire and Strauss, 1986.

[8]Blaug, Mark, 1986.

[9]Schultz, T.W., 1961.

[10]Becker, G.S., 1964.

économétriques sur les déterminants du revenu salarial est Mincer pour son fameux article intitulé "Schooling, Experience and Earnings"[11].

Les études réalisées par George Psacharopoulos (1973, 1975, 1981, 1983, 1985), Christopher Colclough (1982) et Psacharopoulos et Woodhall (1985) et basées littéralement sur le modèle de Mincer ont souligné que l'efficacité marginale aussi bien sociale que privée des investissements en capital humain baisse avec le niveau d'étude. Les rapports de la Banque Mondiale (1980, 1981) inspirés par ces conclusions de même que les propositions issues de l'ouvrage de Weisbrod[12] ont aboutit à la recommandation que la priorité des gouvernements des pays sous-développés dans le financement de l'éducation devrait porter sur l'expansion des écoles primaires au détriment des écoles secondaires, universitaires et même des formations techniques. Ils excluent ainsi l'aspect "qualité" de l'éducation dans la détermination de la productivité et donc de son rendement.

Bien que le modèle original de Mincer ait été jugé pragmatique dans la dérivation empirique du taux de rendement de l'éducation et apprécié pour sa contribution au développement de l'économie du travail, il souffre cependant d'insuffisances sérieuses dans sa formulation économétrique et pour cause. Le niveau d'études supposé optimal est traité de manière exogène, de même que le secteur d'activité que l'individu peut choisir selon ses préférences et ses qualifications, en dehors du fait même que la non prise en compte de la variable habileté peut surestimer le taux de rendement privé[13]. En plus, le marché du travail est considéré comme unique et homogène, ce qui a constitué une levée de bouclier de la part des partisans du marché de travail segmenté : Carnoy[14] et Rosenberg[15]. Même des néoclassiques comme Cain[16]

---

[11]Mincer, B. Jacob, 1974.

[12]Weisbrod, B., 1964.

[13]Boissière, Knight and Sabot, 1985.

[14]Carnoy, M., 1980.

[15]Rosenberg, S., 1979.

[16]Cain, G., Glen, 1976.

et Leigh[17], sans remettre en cause la théorie du capital humain admettent l'existence de plusieurs marchés associés à différentes productivités.

Un débat très enrichissant qui alimente aussi la littérature et opposé au modèle du capital humain est celui du filtre ("screening") et du cursus ("credientialism") qui stipule d'une part que l'éducation sert simplement de filtre ou révèle l'habileté innée de l'individu sans accroître sa productivité et d'autre part que le salaire est le reflet des diplômes obtenus de l'intéressé[18], indépendamment de sa compétence ou de ses qualifications professionnelles. Arrow[19] montre qu'une plus grande éducation ne contribue en aucune manière à une meilleure performance économique. Plutôt, elle sert de mécanisme de filtre en ce qu'elle fournit des indications sur les différentes habiletés et productivités des éventuels candidats aux employeurs qui autrement payeraient très cher pour l'acquérir. Du point de vue social, selon lui, la fonction de filtre de l'école est justifiée quand le facteur travail n'est ni homogène ni substituable mais plutôt diversifié avec des composantes complémentaires qui cadrent avec les exigences de la fonction de production (type Léontief, par exemple). Alors l'éducation dans ce contexte a une valeur sociale positive dans la mesure où elle permet la sélection de main-d'oeuvre conforme à la technologie en vigueur. L'idée maîtresse de l'interprétation que Riley[20] fait de la théorie du capital humain est que non seulement l'éducation accroît la productivité mais elle offre aussi le moyen de révéler les différents talents des candidats à un emploi. En même temps qu'il dénonce les conclusions de Wolpin[21] selon lesquelles le niveau d'éducation relativement élevé de la plupart des travailleurs installés à leur propre compte enlève le caractère de filtre à l'éducation, il approuve par ailleurs les propositions de Spence[22] qui soutient que l'obtention de diplôme constitue un signal sur

---

[17]Leigh, E., Duane, 1976.

[18]Spence, Michael, 1976.

[19]Arrow, Kenneth, 1973.

[20]Riley, John, 1979.

[21]Wolpin, Kenneth, 1977.

[22]Spence, Michael, 1974.

les compétences des récipiendaires. Riley suppose que l'observation de la productivité dans certaines occupations est plus difficile que dans d'autres et que le rôle de filtre de l'éducation est plus approprié dans les attributions où l'évaluation de la compétence est trop coûteuse.

L'évaluation du coût du système éducatif passe aussi par la comparaison des taux de rendement privé et social. Le passage du premier au second exige la prise en compte des subventions de l'État au système éducatif et la contribution des travailleurs éduqués dans la formulation des finances publiques par le biais de la taxation. Même au niveau privé le coût de la fréquentation scolaire mesuré par le coût d'opportunité (ici le salaire renoncé) demeure une question ouverte et une difficulté supplémentaire dans son calcul est à considérer car ce sont les parents qui habituellement payent les études à leurs enfants, spécialement aux niveaux primaire et secondaire alors que les enfants en tirent le bénéfice plus tard. De très fortes hypothèses sont faites sur les relations intergénérationnelles pour faire admettre que les parents et les enfants forment un seul agent économique.[23] Généralement, ce sont : soit les parents qui sont considérés comme altruistes vis-à-vis de leurs enfants ou bien les enfants qui à travers leur éducation constituent un investissement pour leurs parents[24].

Dans le cadre de cette recherche nous nous limitons à l'étude du taux de rendement privé compte tenu, d'une part de la disponibilité des données et d'autre part, de sa possible extrapolation au rendement social par les externalités positives que le premier génère à travers une hausse générale de la productivité et du revenu national et dans une non moindre mesure la capacité d'une population bien éduquée à percevoir le bien fondé des différents actes posés par son gouvernement. L'éducation constitue ainsi une source de réduction des inégalités dans la société[25].

Notre étude, tout en se plaçant dans l'école du capital humain (l'éducation constituant une source d'acquisition de compétence) se veut

---

[23]Becker, Gary S., 1975.

[24]Behrman, Pollak and Taubman, 1986.

[25]Behrman, R. and Birdsall, N., 1983.

une réplique aux conclusions de Psacharopoulos et Alliés qui prônent la baisse du taux de rendement de l'éducation avec le niveau d'études. Appliquée aux données de la Côte d'Ivoire, nous pensons qu'elle vient à propos car la Côte d'Ivoire est actuellement engagée dans le programme d'ajustement structurel qui lui impose une redéfinition de ces priorités au nombre desquelles la réduction des dépenses d'éducation et du nombre d'employés dans le secteur public. Et c'est justement ici qu'entre en jeu les propositions de Psacharoupoulos et les recommandations de la Banque Mondiale. Nous sommes alors intéressés à savoir si, même avec la prise en compte du facteur qualité que nous introduisons pour la première fois dans un modèle de capital humain à équations simultanées (autosélection sectorielle ou préférences endogènes des travailleurs) avec des données d'enquêtes de Côte d'Ivoire (1986), le taux de rendement de l'éducation primaire demeure le plus élevé. Aussi nous demandons nous si la réduction de l'emploi dans la fonction publique se traduit par la formation de queue à l'entrée du secteur public ou plutôt par la stabilisation ou l'agrandissement de celle qui, éventuellement, existe déjà dans le secteur privé dans le cadre d'un marché de travail dual pour les emplois modernes. Ce qui naturellement, dans un cas comme dans l'autre, exige des mesures économiques d'accompagnement appropriées.

Le paragraphe suivant traite du modèle théorique et le troisième présente les estimations économétriques. Enfin, pour terminer une conclusion fait la synthèse de nos propositions conformément aux résultats des estimations.

II. PRÉSENTATION DU MODÈLE THÉORIQUE

Comme nous l'avons déjà précisé dans l'introduction, notre étude vise à estimer le taux de rendement privé de l'éducation en Côte d'Ivoire. Et conformément à notre réplique aux conclusions des études citées dans le premier paragraphe dont George Pscharopoulos est la principale référence, quatre hypothèses sous-tendent notre approche. Ce sont :

1) le marché du travail parmi les emplois modernes est segmenté et est composé des secteurs privé et public;

2) le taux de rendement de l'éducation dans le secteur privé est supérieur à celui du secteur public;

3) le rendement augmente avec le niveau d'éducation et la qualité de la formation dans les deux secteurs d'emploi;

4) le secteur d'activité est endogène aux caractéristiques individuelles des candidats à un emploi. Il y a donc autosélection des entrants dans tel secteur ou dans tel autre, la préférence pour un secteur donné étant le gain salarial contre la perte des avantages en nature.

Notre démarche prend son fondement dans le modèle économétrique élaboré par Lee Lei-Fung sur les choix binaires à variables dépendantes limitées.[26] Nous rejetons ainsi la méthode traditionnelle des moindres carrés utilisée dans le calcul du taux de rendement qui ignore, entre autres, le phénomène d'autosélection, la non observation de toutes les variables qui sont censées expliquer le modèle, la pluralité des marchés du travail et la différence de productivité entre secteurs.

Nous supposons donc que les emplois modernes se répartissent entre le secteur privé et le secteur public. Les emplois modernes regroupent toutes les occupations pour lesquelles le titulaire perçoit une rémunération supérieure au salaire minimal interprofessionnel garanti

---

[26]Lee, Lei-Fung, 1979.

(SMIG) et bénéficie d'un congé annuel payé. Les emplois du secteur traditionnel ou informel pour lesquels le capital humain et son rendement sont difficiles à évaluer sont exclus de notre échantillon.

Les structures des salaires des travailleurs du secteur privé et du secteur public sont respectivement exprimées par les équations (2.1) et (2.2) conditionnellement au choix du secteur.

$$\ln(W_1) = Z_1 \gamma_1 + U_1 \qquad \text{si} \quad I = 1 \tag{2.1}$$

$$\ln(W_2) = Z_2 \gamma_2 + U_2 \qquad \text{si} \quad I = 0 \tag{2.2}$$

Z_1 et Z_2 sont les vecteurs des caractéristiques individuelles qui déterminent les salaires mensuels W_1 et W_2. U_1 et U_2 indiquent les termes d'erreur indépendamment et identiquement distribuée (i.i.d.) de variance σ_1^2 et σ_2^2 et de moyenne nulle.

I est une variable binaire qui définit le choix de l'individu pour un secteur donné et conditionnée par une variable latente I^*.

L'individu choisit d'entrer dans le secteur privé si le gain salarial qu'il perçoit (membre gauche de l'inégalité (2.3) compense la perte des avantages en nature fournis par le secteur public (membre droit de l'inégalité) (2.3), soit :

$$\ln(W_1) - \ln(W_2) > Y \cdot \alpha + \eta \tag{2.3}$$

Y est l'expression de la sécurité de l'emploi, des horaires de travail moins contraignants et de l'assurance de la pension de retraite. η est l'erreur résiduelle normale.

L'expression (2.3) peut s'écrire :

$$\ln(W_1) - \ln(W_2) - Y \cdot \alpha - \eta > 0 \tag{2.4}$$

ou

$$Z_1\gamma_1 + U_1 - Z_2\gamma_2 - U_2 - Y \cdot \alpha - \eta > 0$$

ou

$$X\beta + \epsilon > 0 \tag{2.5}$$

$X\beta + \epsilon = I^*$ (variable latente définie ci-dessus).

L'individu choisit de travailler dans le secteur privé si $X\beta + \epsilon$ est positif, c'est-à-dire si

$$(\epsilon = U_1 - U_2 - \eta) > - X\beta \qquad (2.6).$$

En résumé :

Si $\epsilon > - X\beta$, $I^* > 0$ $\Rightarrow$ $I = 1$ (secteur privé).
Si $\epsilon < - X\beta$, $I^* < 0$ $\Rightarrow$ $I = 0$ (secteur public).

L'identification des paramètres du modèle est conditionnée par :

a) le vecteur X inclut <u>strictement</u> Z_1 et Z_2; ce qui assure l'endogenéité des préférences.

b) la variance σ_ϵ^2 de ϵ est constante et fixée à 1.

La matrice des covariances du modèle peut alors s'écrire :

$$\text{cov}\begin{bmatrix} U_1 \\ U_2 \\ \epsilon \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{1\epsilon} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 & \sigma_{2\epsilon} \\ \sigma_{1\epsilon} & \sigma_{2\epsilon} & 1 \end{bmatrix} \qquad (2.7)$$

avec $\sigma_{12} = 0$, $\sigma_{1\epsilon} \neq 0$ et $\sigma_{2\epsilon} \neq 0$.

Soulignons que l'estimation du modèle conventionnel de Mincer avec la méthode des moindres carrés suppose que $\text{Cov}(U_1, \epsilon) = \text{Cov}(U_2, \epsilon) = 0$.

La probabilité f[ ] de se trouver dans le secteur privé est définie par :

$$f[\ln(W);\ I = 1] = \int_{-X\beta}^{+\infty} h(U_1,\ \epsilon)\ d\epsilon \qquad (2.8)$$

h est la fonction de densité conjointe normale de U_1 et ϵ, l'expression f[ ] est développée dans Hoel[27] et conduit à

$$f[\ln(W);\ I=1] = \phi(\ln W_1 - Z_1\gamma_1;\ 0, \sigma_1^2) \cdot \Phi\left\{ S_{1\epsilon}^{-1/2}\left[X\beta + \frac{\sigma_{1\epsilon}}{\sigma_1^2}(\ln W_1 - Z_1\gamma_1)\right]\right\} \qquad (2.9)$$

où $S_{1\epsilon} = \sigma_\epsilon^2 - \frac{\sigma_{1\epsilon}^2}{\sigma_1^2}$; $\phi(\ )$ et $\Phi(\ )$ sont respectivement la fonction de densité normale univariée centrée et la fonction cumulative normale.

De même la probabilité de se trouver dans le secteur public est définie par :

$$f[\ln(W);I=0] = \phi(\ln W_2 - Z_2\gamma_2; 0, \sigma_2^2) \cdot (1-\Phi)\left\{ S_{2\epsilon}^{-1/2}\left[X\beta + \frac{\sigma_{2\epsilon}}{\sigma_2^2}(\ln W_2 - Z_2\gamma_2)\right]\right\} \qquad (2.10)$$

La fonction de vraisemblance L de ce type de modèle à choix binaire s'obtient à partir des travaux de Heckman[28] et est donnée par l'équation (2.11), sachant que N est l'effectif total des travailleurs.

$$L = \prod_{i=1}^{i=N}\left[\int_{-X\beta}^{+\infty} h(\ln W_1 - Z_1\gamma_1, \epsilon)\, d\epsilon\right]^{I=1} X \left[\int_{-\infty}^{-X\beta} h(\ln W_2 - Z_2\gamma_2, \epsilon)\, d\epsilon\right]^{I=0} \qquad (2.11).$$

---

[27]Hoel, G. Paul, 1954.

[28]Heckman, 1979.

Après remplacement de ϕ et $S_{i\epsilon}$ par leurs expressions dans (2.11) et réarrangement des termes[29], la fonction de vraisemblance du modèle devient

$$L = \prod_{1}^{n_1}\left[\frac{(\sigma_1^2)^{-1/2}}{\sqrt{2\pi}}\cdot\exp\left[-\frac{1}{2\sigma_1^2}(\ln W_1 - Z_1\gamma_1)^2\right]\Phi\left\{(1-\rho_{1\epsilon}^2)^{-1/2}\left[X\beta+\rho_{1\epsilon}(\sigma_1^2)^{-1/2}(\ln W_1 - Z_1\gamma_1)\right]\right\}\right] \times$$
$$\prod_{n_1+1}^{n_1+n_2}\left[\frac{(\sigma_2^2)^{-1/2}}{\sqrt{2\pi}}\exp\left[-\frac{1}{2\sigma_2^2}(\ln W_2 - Z_2\gamma_2)^2\right](1-\Phi)\left\{(1-\rho_{2\epsilon}^2)^{-1/2}\left[X\beta+\rho_{2\epsilon}(\sigma_2^2)^{-1/2}(\ln W_2 - Z_2\gamma_2)\right]\right\}\right] \quad (2.12)$$

n_1 et n_2 sont respectivement l'effectif des travailleurs dans les secteurs privé et public.

$\rho_{i\epsilon} = \dfrac{\sigma_{i\epsilon}}{(\sigma_i^2\cdot\sigma_\epsilon^2)^{1/2}}$ = coefficient de corrélation entre les résidus U_i et ϵ avec $i = 1,2$.

L'expression L de la vraisemblance dans (2.12) est celle que nous allons chercher à maximiser dans l'estimation simultanée de l'ensemble des paramètres du modèle identifié (méthode FIML). Et, c'est bien l'objet de la troisième partie que nous développons ci-après.

---

[29]Nous remercions Wim Vijverberg (University of Texas at Dallas) pour son aide dans la définition de cette expression.

III. ESTIMATION ÉCONOMÉTRIQUE DU MODÈLE

Les données que nous utilisons pour estimer tous les paramètres de notre modèle proviennent de l'enquête sur les mesures du niveau de vie ("Living Standards Measurement Study") réalisée en Côte d'Ivoire en 1986 conjointement par la Banque Mondiale et le gouvernement de Côte d'Ivoire. Cette enquête que nous avons largement décrite dans notre étude sur la migration (sujet no 2) a touché 1 600 ménages.[30] Notre échantillon couvre 291 employés des entreprises privées et des administrations publiques issues du secteur moderne. Les travailleurs des administrations publiques représentent 55% de l'ensemble des observations qui ont servi à la présente recherche.

3.1. Définition des variables

Variables quantitatives

AGE1	=	âge du travailleur en années révolues;
NBSCOL1	=	nombre d'années d'études dans l'enseignement général;
NBTECHN	=	nombre d'années de formation technique ou d'enseignement professionnel supplémentaire;
NBSCOLP1	=	nombre d'années d'études du père;
EXPEGEN	=	expérience professionnelle générale;
	=	AGE1 - NBSCOL1 - NBTECHN - 6;
EXPEGEN2	=	$(EXPEGEN)^2$;
EXPESPE	=	expérience professionnelle spécifique;
EXPESPE2	=	$(EXPESPE)^2$;
W_1	=	salaire mensuel net (FCFA) dans le secteur privé;
lnW_1	=	logarithme naturel de W_1;
W_2	=	salaire mensuel net (FCFA) dans le secteur public;
lnW_2	=	logarithme naturel de W_2;
MENSUEL	=	salaire mensuel net (FCFA) : les deux secteurs réunis;
LMENSUEL	=	logarithme naturel de MENSUEL.

[30]Daho, Kouakou et Ouattara, 1986.

Variables qualitatives (dichotomiques)

PRIVE = 1 si l'individu travaille dans le secteur privé; 0 sinon.

PUBLIC = 1 si l'individu travaille dans le secteur public; 0 sinon.

Localisation de l'entreprise/milieu rural :

ABIDJAN = 1 si le lieu de travail est Abidjan, la capitale; 0 sinon.

VILLINT = 1 si le lieu de travail est une ville autre que la capitale; 0 sinon.

MASCUL = 1 si le sexe est masculin; 0 sinon.

IVOIRIEN = 1 si la nationalité est ivoirienne; 0 sinon.

Type de diplôme obtenu/aucun diplôme :

DIPLGEN = 1 si le diplôme le plus élevé est général; 0 sinon.

DIPLTECH = 1 si le diplôme le plus élevé est technique; 0 sinon.

ECOLPUB = 1 si la dernière école fréquentée était publique; 0 sinon.

Activité du père/autres activités :

AGRICULP = 1 si le père est agriculteur; 0 sinon.

SERVICE = 1 si le père travaille dans les services ou dans l'administration générale; 0 sinon.

AGRICULM = 1 si la mère est cultivatrice; 0 sinon.

LIECRICA = 1 si sait lire, écrire et calculer en français; 0 sinon.

Niveau d'études/aucun niveau :

APRI = 1 si le niveau d'études est primaire; 0 sinon.

APRIT = 1 si le niveau d'études est primaire + une formation technique; 0 sinon.

ASEC1 = 1 si le niveau d'études est secondaire général premier cycle; 0 sinon.

ASEC1T	=	1 si le niveau d'études est secondaire général premier cycle + une formation technique; 0 sinon.
ASEC2	=	1 si le niveau d'études est secondaire général deuxième cycle; 0 sinon.
ASEC2T	=	1 si le niveau d'études est secondaire général deuxième cycle + une formation technique; 0 sinon.
AUNIV	=	1 si le niveau d'études est universitaire; 0 sinon.
AUNIVT	=	1 si le niveau d'études est universitaire + une formation technique; 0 sinon.

Les statistiques de ces variables sur l'ensemble des travailleurs des deux secteurs réunis, du secteur privé et du secteur public sont respectivement répertoriées en annexe 1, 2 et 3.

3.2. Équations empiriques et estimations

Dans un premier temps nous déterminons par un modèle probit simple les variables qui expliquent l'appartenance d'un travailleur au secteur privé et estimons les équations de salaires par la méthode des moindres carrés. En deuxième lieu nous estimons de manière simultanée, par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète ("FIML") tous les paramètres du modèle. Si nos hypothèses de travail sont vérifiées, nous nous attendons à un gain de robustesse des variables qui commandent le taux de rendement de l'éducation en passant de la première étape à la seconde. En fin de paragraphe, et sous la prévalence du phénomène d'autosélection des travailleurs entre secteurs, nous calculons les changements dans les probabilités de choix de secteur suite à la modification de certaines caractéristiques individuelles dans notre échantillon.

N.B. Nous disons que un niveau d'éducation (primaire, secondaire ou universitaire) est affecté de la variable <u>qualité</u> si en plus de cette éducation considérée comme générale, l'individu a reçu une <u>formation technique ou professionnelle conventionnelle</u> (c'est-à-dire <u>non</u> liée spécifiquement à une entreprise donnée).

3.2.1. Analyse du critère d'appartenance au secteur privé par un modèle probit simple

TABLEAU 1 : Probabilité de travailler dans le secteur privé

Variable dépendante = PRIVE

Variables indépendantes	Coefficient estimé	T-ratio
ABIDJAN	1,3329	3,2163
VILLINT	0,2760	0,6546
MASCUL	0,3295	1,4543
IVOIRIEN	-0,9117	-2,6518
DIPLGEN	0,0402	0,0782
DIPLTECH	0,4711	0,8630
EXPESPE	-0,0317	-0,6944
EXPEGEN	0,0059	0,1508
EXPESPE2	0,0002	0,1434
EXPEGEN2	-0,0005	-0,7191
ECOLPUB	-0,2591	-0,9918
AGRICULP	0,3576	1,1865
SERVICE	0,5201	1,5406
AGRICULM	-0,2747	-1,3246
NBSCOLP1	-0,0359	-1,1981
LIECRICA	-6,7002	-0,0021
APRI	6,0211	0,0019
APRIT	5,9093	0,0019
ASEC1	6,7120	0,0021
ASEC1T	5,6784	0,0018
ASEC2	5,6849	0,0018
ASEC2T	5,2072	0,0017
AUNIV	4,6914	0,0015
AUNIVT	4,2625	0,0014
CONSTANTE	0,6606	0,7855

Total observations = 291; Total (1) = 130; total (0) = 161
Test de χ^2 = 101,865 avec 24 D.L.

TABLEAU DE PRÉDICTION

		Observé	
		0	1
	0	124	36
Prédit	1	37	94

Pourcentage de prédictions correctes = 0,749

Les résultats du tableau 1 montrent qu'un modèle PROBIT simple ne suffit pas à expliquer l'appartenance d'un travailleur au secteur privé. Seules la localisation de l'entreprise à Abidjan et la nationalité ivoirienne présentent des coefficients significatifs. Les 22 autres sur un total de 24 variables que nous avons retenues ne sont pas significatifs. Les différents niveaux d'éducation le sont encore moins.

3.2.2. Détermination de la structure des salaires par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)

L'approche est semblable à ce qui est traditionnellement utilisée mais nous avons créé plusieurs variables dichotomiques pour définir les différents niveaux d'éducation et faire ressortir leur importance dans la détermination des salaires. L'ajout des variables ABIDJAN, VILLINT, MASCUL et IVOIRIEN dans la liste des variables explicatives consiste aussi à mesurer respectivement l'effet discriminatoire de la localisation des centres d'activité, du sexe et de la nationalité sur le revenu.

Ces résultats présentés dans le tableau 2 sont assez surprenants dans les signes négatifs des coefficients relatifs aux différents niveaux d'éducation des travailleurs du secteur public d'autant plus que ces variables dichotomiques ont été formées comparativement à aucun niveau d'éducation. Les diplômes ont peu d'influence sur les salaires dans le secteur public. Quand on sait que le classement des agents de l'administration dans les différents corps professionnels en Côte d'Ivoire est essentiellement basé sur le diplôme, nous nous étonnons de la faiblesse des T-ratio de DIPLGEN et DIPLTECH.

TABLEAU 2 : Détermination du revenu salarial par les moindres carrés ordinaires

	Secteur privé: nb obs = 130 Variable dépendante = $\ln W_1$		Secteur public: nb obs = 161 Variable dépendante = $\ln W_2$	
Variables indépendantes	Coefficient estimé	T-ratio	Coefficient estimé	T-ratio
ABIDJAN	0,2337	0,7376	0,1113	0,9387
VILLINT	0,2414	0,7033	0,0652	0,5697
MASCUL	0,0881	0,6970	0,2955	3,4997
IVOIRIEN	0,2178	1,5558	0,1322	0,8129
DIPLGEN	0,2911	0,9453	0,1879	0,9870
DIPLTECH	0,4066	1,1753	0,3607	1,8925
EXPESPE	0,0327	1,3499	0,0030	0,1829
EXPEGEN	0,0718	3,0864	0,0310	2,2094
EXPESPE2	-0,0006	-0,6916	0,0007	1,4020
EXPEGEN2	-0,0009	-2,1623	-0,0006	-1,8701
ECOLPUB	0,0950	0,6941	0,2678	2,3168
LIECRICA	-0,2337	-0,6356	1,0054	2,6583
APRI	-	-	-1,4507	-4,0121
APRIT	-0,0625	-0,1645	-1,2373	-3,3991
ASEC1	0,2767	0,9554	-1,1229	-2,9849
ASEC1T	0,7413	2,3312	-0,9285	-2,4735
ASEC2	1,1955	2,5771	-1,2973	-2,8411
ASEC2T	1,1962	3,4322	-0,5839	-1,4945
AUNIV	2,1991	5,4496	0,3301	0,8610
AUNIVT	1,8331	4,1499	0,0719	0,1799
CONSTANTE	9,2243	17,525	10,125	32,395
$\bar{R}^2$ = 0,4650 Log vraisemblance = -1 600,97			$\bar{R}^2$ = 0,6302 Log vraisemblance = -1 965,31	

3.2.3. Une estimation simultanée

En prenant le logarithme de la vraisemblance L définie dans l'équation (2.12), nous obtenons l'expression suivante :

$$\text{Log } L = -\frac{(n_1+n_2)}{2}\ln(2\pi) - \frac{n_1}{2}\ln(\sigma_1^2) - \frac{n_2}{2}\ln(\sigma_2^2)$$

$$+\sum_{i=1}^{n_1}\left\{\left[-\frac{1}{2\sigma_1^2}(\ln W_1 - Z_1\gamma_1)^2\right] + \ln\left\{\Phi\left[(1-\rho_{1\epsilon}^2)^{-1/2}\left[X\beta + \rho_{1\epsilon}(\sigma_1^2)^{-1/2}(\ln W_1 - Z_1\gamma_1)\right]\right]\right\}\right\}$$

$$+\sum_{i=n_1+1}^{n_1+n_2}\left\{\left[-\frac{1}{2\sigma_2^2}(\ln W_2 - Z_2\gamma_2)^2\right] + \ln\left\{(1-\Phi)\left[(1-\rho_{2\epsilon}^2)^{-1/2}\left[X\beta + \rho_{2\epsilon}(\sigma_2^2)^{-1/2}(\ln W_2 - Z_2\gamma_2)\right]\right]\right\}\right\} \quad (3.1)$$

Z_1, Z_2 et X sont des vecteurs déjà définis respectivement par les équations (2.1), (2.2) et (2.5).

Leurs spécifications empiriques sont les expressions suivantes :

Z_1 = (CONSTANTE, DIPLGEN, DIPLTECH, EXPESPE, EXPEGEN, APRIT, ASEC1, ASEC1T, ASEC2, ASEC2T, AUNIV, AUNIVT) (3.2)

Z_2 = (CONSTANTE, DIPLGEN, DIPLTECH, EXPESPE, EXPEGEN, APRI, APRIT, ASEC1, ASEC1T, ASEC2, ASEC2T, AUNIV, AUNIVT) (3.3)

X = (CONSTANTE, ABIDJAN, VILLINT, MASCUL, IVOIRIEN, DIPLGEN, DIPLTECH, EXPESPE, EXPEGEN, AGRICULP, SERVICE, AGRICULM, NBSCOLP1, APRI, APRIT, ASEC1, ASEC1T, ASEC2, ASEC2T, AUNIV, AUNIVT) (3.4)

On vérifie que X contient bien Z_1 et Z_2. Les autres éléments de X forment un proxy des avantages en nature offerts par le secteur public.

Les statistiques sur les salaires mensuels donnent :

- $\overline{W}_1 > \overline{W}_2$
- étendue de W_1 = [28 000 - 887 000] FCFA
- étendue de W_2 = [30 000 - 620 000] FCFA

Le SMIG en vigueur est celui de 1984 fixé à 32 800 FCFA.[31]

L'expression du Log de L dans (3.1) est une forme assez complexe avec 50 paramètres et sa maximisation n'est pas du tout aisée. Mais grâce au logiciel GAUSS[32] nous sommes parvenus à estimer tous les paramètres en une seule étape.

Le tableau 3 ci-après résume les structures des revenus salariaux endogènes au choix du secteur en même temps que les déterminants du choix du secteur privé par rapport au secteur public.

Nous pouvons observer que dans l'ensemble les quatre hypothèses que nous avons émises initialement dans l'élaboration de ce modèle sont vérifiées :

1) 65% des coefficients apparaissant dans les équations des salaires des deux secteurs sont significatifs; ce qui implique l'existence de deux marchés pour les emplois modernes;

2) pour chaque niveau d'éducation (primaire, secondaire et universitaire) le taux de rendement du secteur privé dépasse celui du secteur public. Cette variation va de 30% (AUNIVT) à 140% (ASEC1). Ce qui correspond à une variation salariale de 50 à 80% respectivement pour le niveau d'éducation secondaire général premier cycle et le niveau universitaire affecté de la variable qualité;

3) le taux de rendement augmente avec le niveau d'éducation. Aussi, pour chaque niveau d'éducation général donné, la prise en compte de la qualité d'éducation matérialisée par une formation technique supplémentaire fait monter le taux;

Ces résultats vont bien à l'encontre des conclusions des travaux de Psacharopoulos qui font valoir la primauté de l'éducation primaire dans la croissance économique des pays sous-développés. Les travaux récents

---

[31]Lachaud, I.P., 1988.

[32]Gauss-386i, 1992.

de Knight, Sabot et Hovey[33] à travers un modèle qui élimine l'effet de génération rejoignent notre préoccupation.

4) Nous pensons également que ce type d'estimation est légitimé par notre gain, d'une part, de précision dans l'explication du revenu salarial et, d'autre part, de robustesse des paramètres sur lesquels repose le choix de secteur. De même la hausse de l'écart salarial $(Z_1\hat{\gamma}_1-Z_2\hat{\gamma}_2)$ entre le secteur privé et le secteur public influence de façon significative le choix du secteur privé (3° colonne du tableau 3). Comparativement au modèle probit simple de choix de secteur (paragraphe 3.2.1.), le modèle emboîté ("switching") renforce le niveau de signification des variables en implication.

Le dernier exercice que nous avons effectué est de calculer l'impact d'un changement dans la valeur de certaines variables sur le choix du secteur d'activité. Nos calculs montrent que, par exemple la relocalisation du centre d'activité en dehors d'Abidjan (la capitale) fait diminuer la probabilité de choix du secteur privé de 62%, le salaire anticipé ceteris-paribus baissant de 18%. Par contre la perte de la nationalité ivoirienne fait augmenter la probabilité de choix du secteur privé de 47% en même temps que le salaire attendu connaît une hausse de 3%. Notons que en plus de la différence salariale entre les deux secteurs, les variables ABIDJAN et IVOIRIEN influencent significativement et de sens contraire le choix du secteur privé (cf. tableau 3). Ce sont donc des résultats qui sont très cohérents avec une de nos hypothèses de travail, à savoir que le gain salarial est déterminant dans l'auto-orientation du travailleur vers le secteur privé moderne malgré les avantages en nature qu'offre le secteur public.

---

[33]Knight, Sabot and Hovey, 1992.

TABLEAU 3 : Structure de salaire à choix endogène (un modèle emboîté)

Total observations = 291

Variables explicatives	Secteur privé (130)		Secteur public (161)		Probit ("switch") 130/291	
	Coefficients	T-ratio	Coefficients	T-ratio	Coeff.	T-ratio
CONSTANTE1	10,1813	34,682	10,2521	34,237	-	
DIPLGEN	0,2260	1,158	0,6147	3,547	-	
DIPLTECH	0,3387	1,343	0,6644	3,777	-	
EXPESPE	0,0157	1,793	0,0190	2,555	-	
EXPEGEN	0,2050	2,621	0,0150	1,821	-	
APRI	-	-	-0,3834	-1,516	-	
APRIT	0,1585	0,446	-0,3416	-1,395	-	
ASEC1	0,2903	1,265	-0,1237	-0,469	-	
ASEC1T	0,7589	2,694	0,1769	0,666	-	
ASEC2	1,1438	2,647	-0,2586	-0,680	-	
ASEC2T	1,1785	3,660	0,6439	2,217	-	
AUNIV	1,9926	5,110	1,4978	5,106	-	
AUNIVT	1,9619	4,272	1,3711	4,485	-	
σ_1^2	0,2374	7,914	-	-	-	
σ_2^2	-	-	0,1768	7,230	-	
$\rho_{1\epsilon}$	-0,0743	-0,209	-	-	-	
$\rho_{2\epsilon}$	-	-	-0,3713	-1,550	-	
Log VRAISEMBLANCE	-59,23					
CONSTANTE2	-				0,2761	0,453
ABIDJAN	-				1,3827	3,394
VILLINT	-				0,3583	0,869
MASCUL	-				0,3135	1,503
IVOIRIEN	-				-0,9518	-3,061
AGRICULP	-				0,2904	1,008
SERVICE	-				0,4962	1,532
AGRICULM	-				-0,2152	-1,064
NBSCOLP1	-				-0,0388	-1,354
$Z_1\hat{\gamma}_1 - Z_2\hat{\gamma}_2$	-				1,0057	6,199
$\chi^2(9)$					95,33	
PUISSANCE PREDICTION	-				0,73	

Dans leur étude sur le marché du travail en Côte d'Ivoire Van der Gaag et Wim Vijverberg[34] ont trouvé des résultats quelque peu contradictoires à leur hypothèse que le secteur public est mieux rémunéré que le secteur privé. Cela est simplement dû au fait que non seulement

[34]Van der Gaag and Vijverberg, 1988.

ils n'ont pas isolé le secteur moderne du secteur traditionnel ou informel (l'impact de l'éducation n'y étant pas clairement défini) dans l'explication du revenu salarial, mais aussi ils ont fait admettre que le secteur public est plus attractif que le secteur privé. Ce qui, à priori, ne nous paraît pas évident après observation du niveau général des salaires perçus par les travailleurs dans l'administration générale ivoirienne. Nos résultats démontrent, à tout point de vue, le contraire.

IV. CONCLUSION

Le débat sur l'éducation et son rendement est constamment présent dans l'économie des ressources humaines. Il est même quelque peu passionné à cause du caractère particulier que revêt l'éducation. C'est un bien qui, non seulement relève de la consommation et de l'investissement mais, présente aussi les caractéristiques de biens privé et public. Deux théories, celle du capital humain et du filtre, s'y affrontent.

Notre étude a privilégié l'aspect du capital humain et considéré l'éducation comme un bien d'investissement d'où notre préoccupation de ce qu'est son taux de rendement.

Plusieurs chercheurs dont George Psacharoupoulos ont étudié le taux de rendement de l'éducation dans les pays sous-développés avec l'approche conventionnelle de J. Mincer et sont arrivés à la conclusion que le taux de rendement aussi bien privé que social de l'éducation diminue avec le niveau d'éducation et que par conséquent l'école primaire est celle qui devrait être privilégiée par leurs gouvernements.

En dehors des problèmes économétriques que pose cette approche quantitative nous pensons que en aucune façon la spécialisation d'un pays dans l'éducation primaire constitue la meilleure façon de développer les ressources humaines essentielles à sa croissance économique même si son expansion rehausse de manière générale le taux d'alphabétisation.

En appliquant un modèle d'équations simultanées qui endogénéise les préférences des travailleurs pour un secteur donné et qui prend en compte la variable qualité de l'éducation sur les données de Côte d'Ivoire, nous arrivons à des résultats différents de ce que la littérature nous a offert jusqu'à présent sur le marché du travail ivoirien. D'abord nous trouvons que le taux de rendement dans les deux secteurs privé et public modernes, non seulement, augmentent avec le niveau d'éducation mais aussi avec sa qualité mesurée par une formation technique additionnelle à l'enseignement général. Le développement de l'enseignement secondaire, universitaire et technique en même temps que celui de l'enseignement primaire s'impose donc. Ensuite, nos résultats révèlent une préférence

de travailleurs pour le secteur privé tant que le salaire que ce secteur offre suffit à compenser les pertes des avantages en nature garantis par le secteur public.

Le gouvernement de Côte d'Ivoire, qui est aujourd'hui pris dans le tourbillon des programmes d'ajustement structurel, doit consacrer 75% de son budget de fonctionnement pour payer les agents du secteur public.

Étant donné que la réduction de l'absorption avec son corollaire de contraction du volume des emplois du secteur public est essentielle pour la satisfaction des exigences du programme à court terme ("dit stabilisation"), la préférence révélée des travailleurs pour le secteur privé constitue à notre avis un atout pour amortir les coûts sociaux de cette rigueur; pourvu que des mesures économiques effectives soient prises pour développer ce secteur avec un accroissement de sa productivité.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ARROW, KENNETH, J., "Higher Education on Filter", Journal of Public Economics, Vol. 2, 1973, pp. 193-216.

AUSTER, R., LEVESON, I. AND SARACHEK, D., "The Production of Health: An Exploratory Study", Journal of Human Resources, Vol. 4, pp. 411-436.

BECKER, GARY S., Human Capital, 2e édition, University of Chicago Press, Chicago, 1975.

BECKER, G.S., Human Capital, New York: NBER, Columbia University Press, (2e ed. 1975), 1964.

BEHRMAN, R. JERE AND BIRDSALL, NANCY, "The Quality of Schooling: Quantity Alone is Misleading", The American Economic Review, Vol. 73, no. 5, 1983, pp. 928-946.

BEHRMAN, R., POLLAK, R.A. AND TAUBMAN, P., "Do Parents Favor Boys?", International Economic Review, Vol. 27, no. 1, 1986, pp. 33-54.

BLAUG, MARK, La pensée économique, 4e édition, Paris, Économica, 1986, page 53.

BOISSIÈRE, M., KNIGHT, J. AND SABOT, R., "Earnings, Schooling, Ability, and Cognitive Skills", American Economic Review, Vol. 75, no. 5, pp. 1016-1030.

CAIN, G., GLEN, "The Challenge of Segmented Labor Market Theories to Orthodox Theory: A Survey", Journal of Economic Literature, Vol. 14, no. 4, December 1976, pp. 1215-1257.

CARNOY, MARTIN, "Segmented Labour Markets: A Review of the Theoretical and Empirical Literature and Its Implications for Educational Planning", Education, Work and Employment, Vol. 2, 1980, pp. 13-118.

COLCLOUGH, CHRISTOPHER, "The Impact of Primary Schooling on Economic Development: A Review of Evidence", World Development, April 1982, Vol. 10, pp. 167-185.

DAHO, B., KOUAKOU, B. CHIA ET OUATTARA, I., L'enquête permanente auprès des ménages de Côte d'Ivoire : présentation générale, Abidjan, Direction de la Statistique, MEF, 1986.

EHRLICH, ISAAC, "On the Relation Between Education and Crime", Education, Income, and Human Behavior, Ed. F. Thomas Juster, New York: McGraw-Hill, 1975.

GAUSS-386I, Version 3.01, Aptech Systems, M.V.WA, 1992.

HAVEMAN, R., AND WOLFE, B., "Schooling and Economic Wellbeing: The Role of Non-Market Effects", Journal of Human Resources, Vol. 19, 1984, pp. 377-407.

HECKMAN, J. JAMES, Sample Selection Bias as a Specification Error, Econométrica, Vol. 47, no. 1, 1979, pp. 153-161.

HOEL, G. PAUL, Introduction to Mathematical Statistics, 2nd edition, Wiley Publication in Statistics, New York, 1954, pp. 149-153.

KNIGHT, J.B., SABOT, R.H. AND HOVEY, D.C., "Is the Rate of Return of Primary Schooling Really 26%?", Journal of African Economies, Vol. 1, no. 2, August 1992, pp. 192-205.

LACHAUD, J.P., Le marché du travail urbain en Côte d'Ivoire : structure et segmentation, Genève, Institut international d'études sociales, 1988, page 33.

LAZEAR, E., "Education: Consumption or Production?", Journal of Political Economy, Vol. 85, no. 3, 1977, pp. 569-595.

LEE, LEI-FUNG, "Identification and Estimation in Binary Choice Models with Limited (Censored) Dependent Variables", Econométrica, Vol. 47, no. 4, 1979, pp. 977-996.

LEIGH, E., DUANE, "Occupational Advancement in the Late 1960s: An Indirect Test of the Dual Labor Market Hypothesis", Journal of Human Resources, Vol. 11, Spring 1976, pp. 155-171.

LUNG FEI LEE, "Health and Wage: A Simultaneous Equation Model With Multiple Discrete Indicators", International Economic Review, Vol. 23, 1982, pp. 199-222.

MINCER, B. JACOB, Schooling, Experience and Earnings, New York, NBER, 1974.

PSACHAROPOULOS, GEORGE, Earnings and Education in OECD Countries, Paris: OECD, 1975.

PSACHAROPOULOS, GEORGE, "The Contributions of Education to Economic Growth: International Comparisons", International Productivity Comparisons, J. Kendrick, Ed., Washington: The American Enterprise Institute, 1983.

PSACHAROPOULOS, GEORGE, "Returns to Education: An Updated International Comparison", Comparative Education, Vol. 17, June, 1981, pp. 321-341.

PSACHAROPOULOS, G. AND WOODHALL, M., Education for Development, New York: Oxford University Press, 1985.

PSACHAROPOULOS, G., Returns to Education, San Francisco, CA: Jossy Bass-Elsevier, 1973.

PSACHAROPOULOS, G., "Returns to Education: A Further International Update and Implication", Journal of Human Resources, Vol. 20, no. 4, 1985, pp. 583-604.

RILEY, JOHN, G., "Testing the Educational Screening Hypotheses", Journal of Political Economy, Suppl. 87, 1979, S227-252.

ROSENBERG, SAMUEL, "A Survey of Empirical Work on Labor Market Segmentation", Working Paper 138, Department of Economics, University of California-Davis, November 1979.

SCHULTZ, T. PAUL, "Education Investments and Returns", Handbook of Development Economics, Vol. 1, 1988, pp. 544-630.

SCHULTZ, T.W., "Investments in Human Capital", The American Economic Review, Vol. 51, no. 1, 1961, pp. 1-17.

SINGH, I., SQUIRE, L. AND STRAUSS, J., Agricultural Household Models: Estimations, Applications and Policy, 1986.

SPENCE, MICHAEL, Market Signalling: Informational Transfer in Hiring and Related Screening Processes, Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1974.

SPENCE, MICHAEL, "Competition in Salaries, Credentials, and Signalling Prerequisites for Jobs", Quarterly Journal of Economics, Vol. 90, 1976, pp. 51-74.

VAN DER GAAG, J. AND VIJVERBERG, V., "A Switching Regression Model of Wage Determinants in the Public and Private Sectors of a Developing Country", Review of Economics and Statistics, Vol. 70, 1988, pp. 244-252.

WEISBROD, B., External Benefits of Public Education, Princeton, NJ: Industrial Relations Section, Princeton University, 1964.

WOLPIN, KENNETH, "Education and Screening", American Economic Review, Vol. 67, 1977, pp. 949-958.

WORLD BANK, World Development Report 1980, Washington, 1980.

WORLD BANK, World Development Report 1981, Washington, 1981.

ANNEXE 1

Statistiques sur l'ensemble des variables : les deux secteurs réunis

Variables	Moyenne	Écart-type
AGE1	35,866	7,9411
NBSCOL1	9,1718	5,1787
NBTECHN	1,4605	1,5135
NBSCOLP1	1,4055	3,5195
EXPEGEN	19,234	11,861
EXPEGEN2	510,13	584,29
EXPESPE	10,766	7,7022
EXPESPE2	175,03	231,40
MENSUEL	156 510	113 090
LMENSUEL	11,740	0,66502
ABIDJAN	0,61856	0,48658
VILLINT	0,31615	0,46577
MASCUL	0,79381	0,40526
IVOIRIEN	0,90034	0,30006
DIPLGEN	0,33677	0,47342
DIPLTECH	0,47079	0,50001
ECOLPUB	0,70447	0,45707
AGRICULP	0,65979	0,47459
SERVICE	0,24055	0,42815
AGRICULM	0,32990	0,47099
LIECRICA	0,83849	0,36864
APRI	0,044674	0,20694
APRIT	0,041237	0,19918
ASEC1	0,10309	0,30460
ASEC1T	0,27835	0,44896
ASEC2	0,013746	0,11663
ASEC2T	0,22680	0,41949
AUNIV	0,065292	0,24747
AUNIVT	0,058419	0,23494

Total observations = 291

ANNEXE 2

Statistiques sur l'ensemble des variables : le secteur privé

Variables	Moyenne	Écart-type
AGE1	35,985	8,0704
NBSCOL1	7,8385	5,0987
NBTECHN	1,3692	1,5459
NBSCOLP1	1,2615	3,3097
EXPEGEN	20,777	11,939
EXPEGEN2	573,13	611,82
EXPESPE	10,669	7,5907
EXPESPE2	171,01	220,48
W_1	162 740	119 490
$\ln W_1$	11,800	0,68863
ABIDJAN	0,80769	0,39564
VILLINT	0,16923	0,37641
MASCUL	0,80769	0,39564
IVOIRIEN	0,83077	0,37641
DIPLGEN	0,28462	0,45298
DIPLTECH	0,44615	0,49902
ECOLPUB	0,60769	0,49015
AGRICULP	0,66154	0,47502
SERVICE	0,26923	0,44528
AGRICULM	0,24615	0,43244
LIECRICA	0,76154	0,42779
APRI	0,046154	0,21063
APRIT	0,030769	0,17336
ASEC1	0,14615	0,35463
ASEC1T	0,28462	0,45298
ASEC2	0,015385	0,12355
ASEC2T	0,18462	0,38949
AUNIV	0,030769	0,17336
AUNIVT	0,023077	0,15073

Total observations = 130

ANNEXE 3

Statistiques sur l'ensemble des variables : le secteur public

Variables	Moyenne	Écart-type
AGE1	35,770	7,8591
NBSCOL1	10,248	5,0038
NBTECHN	1,5342	1,4876
NBSCOLP1	1,5217	3,6863
EXPEGEN	17,988	11,686
EXPEGEN2	459,27	557,80
EXPESPE	10,845	7,8139
EXPESPE2	178,29	240,49
W_2	148 800	107 620
$\ln W_2$	11,666	0,64121
ABIDJAN	0,46584	0,50039
VILLINT	0,43478	0,49728
MASCUL	0,78261	0,41376
IVOIRIEN	0,95652	0,20457
DIPLGEN	0,37888	0,48662
DIPLTECH	0,49068	0,50147
ECOLPUB	0,78261	0,41376
AGRICULP	0,65839	0,47573
SERVICE	0,21739	0,41376
AGRICULM	0,39752	0,49091
LIECRICA	0,90062	0,30010
APRI	0,043478	0,20457
APRIT	0,049689	0,21798
ASEC1	0,068323	0,25309
ASEC1T	0,27329	0,44704
ASEC2	0,012422	0,11111
ASEC2T	0,26087	0,44048
AUNIV	0,093168	0,29157
AUNIVT	0,086957	0,28265

Total observations = 130