



**Groupe d'économie
Lare-Efi
du développement**

Université Montesquieu-Bordeaux IV

Document de travail

DT/141/2007

Pauvreté non monétaire et fécondité en Haïti

par

Arnousse Beaulière

*Docteur ès Sciences Economiques – Institut de Santé Publique, d'Epidémiologie et de
Développement (ISPED) – Université Victor Segalen Bordeaux 2 – France*

Avenue Léon Duguit - 33608 Pessac (France) - tél : 0556848539 - fax : 0556848534
lachaud@u-bordeaux4.fr - larefi@u-bordeaux4.fr
<http://ged.u-bordeaux4.fr> - <http://lare-efi.u-bordeaux4.fr>



Groupe d'économie Lare-Efi du développement

Université Montesquieu-Bordeaux IV

Pauvreté non monétaire et fécondité en Haïti¹

Arnousse Beauillère

Docteur ès Sciences Economiques – Institut de Santé Publique, d'Epidémiologie et de Développement (ISPED) – Université Victor Segalen Bordeaux 2² – France

Résumé :

Le présent papier se propose d'étudier la relation entre la pauvreté et la fécondité en Haïti. Les données sont issues de l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) d'Haïti de 2000. L'approche de la pauvreté utilisée est une forme d'opérationnalisation du concept de *fonctionnements* ou *capabilités élémentaires* de Sen (1999) – *pauvreté non monétaire*. La fécondité est définie en termes de *parité* – nombre moyen d'enfants qu'a eu une femme pendant les cinq années précédant l'enquête. Les principales conclusions de cette recherche se résument ainsi : d'une part, comme dans le cas des pays africains, l'impact de la pauvreté sur les comportements de fécondité des femmes, en Haïti, n'est pas connu à l'avance contrairement aux idées reçues. C'est ainsi que, d'autre part, la relation « pauvreté-fécondité » indique que l'effet de la pauvreté diminue lorsque l'on contrôle, notamment, par des variables comme la région de résidence du ménage. Ceci peut s'expliquer par le fait que la localisation géographique du ménage peut se révéler un puissant facteur de pauvreté non monétaire. Dans cette optique, il est probable que l'influence de la région de résidence atténue partiellement l'impact de la pauvreté sur la fécondité. Enfin, s'inscrivant dans un contexte particulier de profondes mutations économiques, sociales et politiques, cette recherche mérite d'être approfondie pour voir, entre autres, dans quelle mesure celles-ci peuvent affecter le processus de transition démographique qui est encore balbutiant en Haïti. Ce, en vue d'enrichir le débat sur les relations entre la pauvreté et la fécondité, et d'aider, par ailleurs, les décideurs à mieux concevoir les politiques publiques en matière de santé de la reproduction.

Abstract: Non Monetary Poverty and Fertility in Haiti

The objective of this paper is to analyze the relation between poverty and fertility starting from the data of Demographic Health Survey (DHS) of Haiti of 2000. The concept of poverty is apprehended according to an approach relating to the concept of *functionings* or *basic capabilities* of Sen (1999) - non monetary poverty. The definition of fertility retained is the *parity* - an average number children whom a woman had preceding during the five years the survey. The principal conclusions of this study are the following. First, as in the case of many African countries, unlike the commonplace, the "poverty-fertility" relation is complex. Second, hence, we have to take the impact of other factors such as the residence place of the household into account in the analysis. The latter could be a very important factor of non monetary poverty, and hence influence the "poverty-fertility" relation by reducing the impact of poverty on the fertility. Third, this research needs to be continued in order to improve one's knowledge of the "poverty-fertility" relations and, then, to help the authorities to better conceive the public policies in reproductive health.

Mots-clés : Pauvreté non monétaire ; fonctionnements élémentaires ; capacités ; fécondité ; Malthusianisme, Haïti

JEL classification : J13, I31, I32

¹ Ce papier est une révision et une mise à jour de celui intitulé *Pauvreté et fécondité en Haïti*, Document de travail n° 97, paru en 2004 au Centre d'Economie du Développement – CED – Université Montesquieu-Bordeaux IV. La présente version, titrée *Pauvreté non monétaire et fécondité en Haïti*, a fait l'objet d'une communication au Colloque International *Populations d'ici et d'ailleurs. Regards croisés* organisé, les 25 et 26 octobre 2007, par le Centre de Recherche Populations et Sociétés (CERPOS) de l'Université Paris X – Nanterre.

² Et Chercheur associé au Groupe d'économie du développement – GED LARE-Efi–Université Montesquieu-Bordeaux IV.

Sommaire

1. Introduction.....	1
2. Matériels et méthodes	2
1. <i>Matériels</i>	2
2. <i>Méthodes</i>	4
A. Modèle théorique.....	4
B. Spécification des variables et modèles économétriques.....	5
3. Résultats.....	9
4. Discussion et Conclusion.....	11
<i>Références bibliographiques</i>	13
<i>Annexes</i>.....	15

1. Introduction

La problématique de la relation entre la pauvreté et la fécondité génère, depuis la parution, en 1798, de l'ouvrage de Malthus, *Essai sur le principe de population*, des débats passionnants dans la littérature démographique et « développementaliste ». Malthus a avancé l'idée que, étant donnée la place centrale qu'occupe la nourriture dans l'existence humaine et la nécessité d'une passion conjugale continue, l'accroissement de la population conduirait inévitablement à un déséquilibre entre la population et les ressources disponibles. Or, de nombreuses études ont montré que, dans la mesure où certains pays sont devenus plus riches, la fécondité et la mortalité ont chuté en moyenne, avec une réduction de la mortalité précédant celle de la fécondité³.

Pour Boserup (1985), la relation entre les conditions économiques et la fécondité peut être déterminée seulement par les effets nets du revenu et des changements structurels. De fait, selon ces auteurs, le sens de cette relation est inverse de celui postulé par Malthus : la population, plus précisément la densité de la population, est un facteur de progrès économique ; la population n'est pas déterminée par la richesse mais, elle la détermine grâce à la « pression créatrice » qu'elle génère. Inversement, des conditions économiques pauvres ont un impact important sur la fécondité. Ces deux points de vue contradictoires laissent supposer que la relation entre la pauvreté et les comportements de fécondité des femmes est plus ambiguë qu'il n'y paraît. C'est notamment le cas dans la plupart des pays d'Afrique⁴, mais également dans ceux de la région Amérique Latine et Caraïbes (ALC), comme Haïti (Cosio-Zavala, 1998).

Tout en présentant une situation africaine, Haïti occupe une place particulière dans la région ALC par rapport à l'évolution de sa fécondité. Alors que la transition démographique s'est amorcée au début des années 1960 dans la majorité des pays de cette région (Cosio-Zavala, 1998), elle n'a véritablement commencé que vers la fin des années 1970 et au début des années 1980 en Haïti. Ce retard observé dans le processus de transformation de la structure démographique haïtienne, pourrait s'expliquer par certaines contraintes économiques et sociales survenues durant les décennies 1970 et 1980⁵. En effet, la croissance économique et le développement social marquaient le pas. Il en est résulté une détérioration du niveau et de la qualité de vie de la population⁶. Certes, la pauvreté monétaire fondée sur les dépenses de consommation des individus et des ménages semble avoir baissé significativement au niveau national – hormis la région métropolitaine où elle aurait augmenté de 3 pour cent – entre 1986/1987 et 1999/2000 (Boccanfuso et Siméon, 2006). Mais, plus largement, les conditions de vie de la population demeurent extrêmement précaires, dans la mesure où le contexte haïtien est dominé sur toute cette période par une forte mortalité, de bas niveaux de vie, de scolarisation et de santé. Parallèlement, le niveau de fécondité a globalement baissé, passant de plus 6,0 dans les années 1980 à 4,7 en 2000 (Cayemittes et al., 2001).

En fait, cette situation, qui pose, à bien des égards, la question d'une certaine forme de « malthusianisme de la pauvreté »⁷ en Haïti, conduit à s'interroger sur l'effet des conditions économiques et sociales sur le contrôle des naissances en Haïti. En d'autres termes, dans ce

³ Voir, notamment, les travaux présentés sous la direction de Caselli et al. (2002).

⁴ Que ce soit en Afrique du Nord (Sandron et Gastineau, 2002) ou en Afrique subsaharienne (Vimard et Zanou, 2000 ; Talnan et al., 2005).

⁵ Pour une présentation du contexte économique et social de cette période, voir Beaulière (2005, 2007).

⁶ Voir Beaulière (2005).

⁷ C'est-à-dire la réduction de la descendance est utilisée comme une stratégie de survie. Voir Cosio-Zavala (1998) et Talnan et al. (2005).

contexte où les conditions de vie des ménages se détériorent, quel est l'impact de la pauvreté sur la fécondité ? Il s'agit là d'une question très importante, qui mérite qu'on s'y intéresse dans le cas d'Haïti. Pourtant, très peu de recherches y ont été consacrées. La présente étude n'a pas la prétention de combler totalement ce vide. Elle constitue une contribution à l'étude des relations entre la pauvreté et la fécondité, en vue d'aider à mieux intégrer les interconnexions existant entre les conditions socio-économiques précaires de la population et la santé reproductive des femmes dans les politiques publiques. La suite de cette recherche est organisée de la manière suivante. La section 2 explicite les matériels et méthodes. La section 3 présente les résultats. La section 4 propose une discussion en guise de conclusion.

2. Matériels et Méthodes

1. Matériels

L'étude est fondée sur l'Enquête démographique et de santé (EDS) d'Haïti de 2000, réalisée par l'Institut haïtien de l'enfance (IHE), avec l'assistance technique de Macro International Incorporated. Elle a été réalisée de février à juillet 2000 auprès de 9 595 ménages, représentant un échantillon stratifié, pondéré et représentatif au niveau national et des zones de résidence (Cayemittes et al., 2001). De plus, 10 159 femmes âgées de 15 à 49 ans et un sous-échantillon de 3 171 hommes de 15 à 59 ans (dans un ménage sur trois) ont été enquêtés. Compte tenu de la configuration de ce type d'enquête, la présente recherche porte sur la femme comme unité d'analyse⁸, avec un échantillon de 4 883 femmes âgées de 20 à 49 ans ayant eu des naissances vivantes cinq ans avant la date de l'enquête – février 1995. Ceci s'explique, en partie, par la nécessité de prendre en compte un certain nombre d'informations remontant à cinq ans précédant l'enquête. Ce qui permet de ne pas censurer les observations concernant les femmes ayant eu des enfants nés vivants immédiatement cinq ans avant le début de l'enquête.

Comme la plupart des EDS, celle-ci couvre les domaines suivants : (i) accès aux services de base : approvisionnement en eau, à quelle distance se trouve la source d'approvisionnement en eau, accès à l'électricité, types de latrines disponibles, matériaux utilisés pour le recouvrement de sol, propriétés de biens durables tels que radio, poste de télévision, réfrigérateur bicyclette, mobylette/motocyclette, voiture, cheval/mule ; (ii) nombre de pièces (chambres) ; (iii) éducation : niveau d'éducation le plus élevé atteint par les membres du ménage ; raisons pour lesquelles les femmes ont abandonné l'école ; fréquentation actuelle de l'école des membres du ménage (mais pas par type d'école) ; (iv) occupation des adultes ; (v) migration : résidence du ménage ; et (vi) santé : mortalité des enfants, fécondité, pratiques de contraception et de planning familial, assistance médicale pendant la grossesse, allaitement des nourrissons, vaccination des enfants, maladies infantiles (en dessous de l'âge de 5 ans), connaissance des traitements à suivre, maladies et fréquentation des centres de santé des mères et des enfants, niveau de satisfaction du service de santé, coût des traitements ; connaissances relatives à l'âge ; taille et poids des enfants.

Il importe de noter que les EDS constituent des sources statistiques très riches. Cependant, dès lors que l'on se fixe comme objectif d'évaluer, par exemple, le niveau de vie des ménages, certaines limites analytiques interviennent. En particulier, comme la plupart des EDS, celle d'Haïti ne comporte pas d'informations relatives aux dépenses de consommation ou aux revenus des ménages. Toutefois, ce type d'enquête permet de dépasser le simple cadre

⁸ Voir Benefo et Schultz (1996).

monétaire du concept de pauvreté pour intégrer ses multiples dimensions dans l'appréhension de son impact sur la fécondité.

2. Méthodes

La méthode d'analyse retenue pour la présente recherche porte successivement sur la présentation du modèle théorique, et de la spécification des variables et des modèles économétriques.

A. Modèle théorique

La présente recherche est fondée sur l'approche micro-économique de la fécondité par la demande proposée par Becker (1981), Schultz (1981) et Cigno (1991). Ces auteurs représentent les tenants de la *Nouvelle Economie du Ménage (NEM)*⁹ de l'Ecole de Chicago. La démarche qui sous-tend leurs travaux consiste à appliquer l'analyse micro-économique relative aux comportements des ménages en matière de consommation et aux décisions prises par les couples dans le domaine de la reproduction. Le principe est le suivant : dans toutes ses activités, l'homme s'efforce d'effectuer des choix rationnels, en arbitrant entre les coûts et bénéfices attendus de chaque décision¹⁰. La principale hypothèse de ce modèle consiste à dire que les mères sont les principales pourvoyeuses de soins des enfants, et que entretenir ces derniers requiert relativement plus de temps de leur part que de se consacrer à des activités économiques génératrices de revenu. Par rapport à l'analyse de la fécondité du point de vue de la demande, cette hypothèse a deux implications principales. Tout d'abord, les accroissements de la valeur du temps des femmes tendent à augmenter le coût des enfants par rapport au niveau de vie des adultes, amenant les ménages à se substituer aux enfants. Ce phénomène, qui pèse énormément sur les comportements de fécondité, a tendance également à pousser les femmes à travailler davantage afin de s'offrir certains biens et services nécessaires à l'accomplissement de leur bien-être. En fin de compte, le temps de la femme devient très précieux, ce qui permet d'analyser des décisions d'avoir des enfants en termes de coût. D'autre part, il existe un effet d'interaction entre quantité et qualité des enfants sur la demande d'enfants¹¹. En outre, ce modèle offre la possibilité de mener des études dans un cadre intergénérationnel. Cependant, dans la présente recherche, à partir des données disponibles, il ne sera pas possible de procéder à une étude dynamique de la fécondité. De plus, l'objectif principal étant d'analyser la relation entre la pauvreté non monétaire et la fécondité, et non explicitement le dilemme quantité/qualité des enfants, ce dernier aspect ne sera pas traité dans l'analyse.

La formulation habituelle du modèle économique de base peut être présentée de la manière suivante. Le ménage est supposé maximiser sa fonction d'utilité [1] au travers d'une fonction de production d'un bien non marchand [2], sous une contrainte de budget et une contrainte de temps [3] :

$$\text{Max}U = u(X, L, H) \quad [1]$$

$$H = h(Z, T, \mu, \eta) \quad [2]$$

$$\text{s.c. } P_x X + P_z Z = w(T - L) \quad [3]$$

⁹ *New Home Economics* en anglais.

¹⁰ Pour une présentation plus détaillée, voir Leridon (2002) et Joshi et David (2002).

¹¹ Vous pourrez lire avec profit les travaux de Montgomery *et al.* (1995) sur cette question.

Où U est la fonction d'utilité, X les biens éléments de cette fonction d'utilité, L le temps de loisir des membres du ménage, H la fécondité de la femme, Z les inputs de la fonction de production, T le temps consacré par les membres du ménage (en particulier les parents) à la garde de l'enfant, μ et η , respectivement, les caractéristiques observables et non observables de l'individu, du ménage et de la communauté influençant la fécondité de la femme, P le prix des biens et services de consommation, et w la valeur du temps - le taux de salaires des membres du ménage.

B. Spécification des variables et modèles économétriques

La *variable dépendante* est la *parité*¹² - c'est-à-dire le nombre cumulé de naissances vivantes qu'une femme a eu au cours des cinq années précédant l'enquête ou le nombre d'enfants déjà nés vivants. Les *variables explicatives* seront : l'éducation du couple, l'âge de la femme, la structure du ménage, le sexe du chef de ménage, le secteur d'activité économique du couple, la pauvreté du ménage, le lieu de résidence du ménage, et la situation matrimoniale de la femme.

La pauvreté non monétaire est la variable d'intérêt. Fondée sur une opérationnalisation du concept de *fonctionnements* ou *capabilités élémentaires* de Sen (1999)¹³, elle est définie en termes de précarité liée, respectivement, à l'habitat, à l'environnement sanitaire et aux biens durables¹⁴. A partir de là, l'habitat se réfère à l'accès à l'électricité et aux matériaux utilisés pour le recouvrement de sol¹⁵. D'autre part, l'environnement sanitaire comprend principalement le mode d'approvisionnement en eau potable et les types de sanitaires disponibles¹⁶. Enfin, les biens durables représentent les avoirs des ménages liés à une activité économique (radio, télévision, réfrigérateur, bicyclette, mobylette/motocyclette, voiture/camion)¹⁷. Il importe de noter que l'utilisation de l'un ou l'autre indicateur peut conduire à des relations parfois assez différentes ou d'intensité variable (Bollen et al., 2002 ; Schoumaker et Tabutin, 1999).

L'*éducation des femmes* est utilisée, d'une part, par le fait que la femme est alphabétisée ou non, mais également par le nombre d'années d'instruction qu'elle a reçu à chaque niveau du processus éducatif, ce qui conduit à interpréter les coefficients comme l'effet d'une année supplémentaire d'éducation sur leur fécondité pour chaque niveau éducatif (éducation primaire, secondaire et plus). Cette variable reflète l'idée selon laquelle l'éducation des femmes influence les décisions de fécondité des ménages suivant plusieurs canaux : en pesant notamment sur la demande d'enfants, les facteurs d'offre et le coût du contrôle¹⁸. Ainsi, si la scolarisation des femmes est considérée comme variable *proxy* des salaires des

¹² Certains auteurs, comme Tabutin (2000), font remarquer que cette information n'est pas dénuée de risques d'omissions – notamment des enfants décédés rapidement après leur naissance – ou de confusions – entre mort-nés et naissances vivantes par exemple). Toutefois, il semble que, dans le cas de l'EDS de 2000, ces inconvénients soient limités, ce qui permet de procéder à certaines inférences.

¹³ Voir Chakravarty et al. (1998).

¹⁴ Pour plus de détails, voir Lachaud (2001).

¹⁵ Un ménage précaire en habitat est un ménage n'ayant pas accès à l'électricité et habitant dans une maison dont le recouvrement du sol est naturel – terre battue, sable ou pierres, ou planches.

¹⁶ Un ménage dont l'environnement sanitaire est précaire présente deux caractéristiques : d'une part, il s'approvisionne en : eau provenant de la fontaine publique, eau de puits – puits dans le logement/cour, puits public –, eau de surface – source, rivière, mare/lac, canal –, eau de pluie, et autres ; d'autre part, soit il utilise les latrines plein air / sommaires – personnelles, collectives –, soit il n'utilise pas de toilettes ou il va dans la nature.

¹⁷ Un ménage est précaire en termes de biens durables s'il n'a pas accès à ces derniers.

¹⁸ Sans oublier d'autres facteurs d'offre comme la durée d'allaitement, l'âge au mariage, etc.

femmes, l'augmentation du nombre d'années d'éducation doit conduire à une réduction du nombre d'enfants déjà nés vivants (Joshi et David, 2002).

Exprimée également en années, l'*éducation des conjoints/maris* est analysée aussi comme une variable explicative de la fécondité. Elle peut être utilisée comme une approximation des dotations en capital humain des conjoints/maris leur permettant d'influer sur la fécondité des femmes.

L'*âge des femmes* sera utilisé sous forme de classes : 15-24 ans ; 25-29 ans ; 30-34 ans ; 35-39 ans ; 40-44ans ; 45-49 ans. Ce facteur permet de contrôler l'impact de la capacité biologique des femmes. Il peut être considéré comme une variable de contrôle d'exposition au risque de grossesse, dans la mesure où plusieurs de ces femmes sont en âge de procréer (Ainsworth, 1989). En fait, ce facteur s'avère surtout important dans les sociétés où la pratique de la contraception est rare, comme c'est le cas en Haïti. Enfin, on suppose qu'il existe une relation croissante entre l'âge des femmes exprimé en classes et la fécondité.

Le *secteur d'activité économique des femmes* est supposé influer sur leurs comportements de fécondité. En fait, lorsque la femme perçoit une rémunération monétaire - quel que soit son secteur d'activité professionnelle -, la liberté et la marge de manœuvre qui en résultent, lui procurent également une plus grande autonomie d'action pour le contrôle de sa descendance. De même, le *secteur d'activité économique des conjoints/maris* joue un rôle non négligeable dans la détermination des comportements de fécondité de leurs femmes. Dans la présente recherche, ces deux facteurs seront appréhendés suivant cinq groupes : l'administration publique ou privée, l'artisanat, l'agriculture, le secteur informel (commerce, services), le chômage ou l'inactivité.

La *structure du ménage* est prise en compte à travers deux variables dichotomiques : (i) la présence ou non du conjoint/mari au sein du ménage ; et (ii) la femme chef de ménage ou non. Si la présence d'un conjoint/mari au sein du ménage tend généralement à accroître la fécondité, l'effet du statut de la femme en tant que chef de ménage semble incertain.

La *région de résidence* du ménage permet d'analyser l'impact de la zone rurale sur la fécondité par rapport aux zones urbaines (Autres Villes et Aire Métropolitaine). En général, l'Aire Métropolitaine est associée à un coût plus élevé d'entretien des enfants, ce qui induit une baisse de la demande. De ce fait, la fécondité est considérée comme étant plus élevée dans le Rural et les Autres Villes que dans l'Aire Métropolitaine.

La *situation matrimoniale* est utilisée pour étudier l'influence du mariage sur la fécondité d'enfants nés vivants dans un ménage. Elle est appréhendée par une variable binaire : mariée ou non.

Enfin, l'estimation économétrique des déterminants de la fécondité sera fondée sur l'équation réduite suivante [4] :

$$H_f = h(C_{fd}, D_{fh}, D_{ch}, C_m, S_m, G_m, PC_m, M_f, \varepsilon_f) \quad [4]$$

Avec H_f la fécondité par femme. Elle est déterminée par les facteurs suivants : C_{fd} , caractéristiques démographiques des femmes ; D_{fh} et D_{ch} , dotations en capital humain des femmes et des conjoints/maris ; C_m , S_m et PC_m , les caractéristiques du ménage – excepté l'accès aux biens et services de base –, et PC_m la pauvreté non monétaire – la *variable*

d'intérêt – dans laquelle se trouve le ménage ; G_m , la région de résidence du ménage ; M_f , le statut matrimonial des femmes, et ε_f un terme aléatoire relatif aux femmes.

Le choix de cette spécification¹⁹ peut s'expliquer par le fait que l'on restreint les réponses du ménage, qui sont sujettes aux contraintes mentionnées à l'équation [3], à dépendre uniquement des variables exogènes ou prédéterminées et des paramètres d'un point de vue du ménage (et non d'autres variables couramment déterminées par ce dernier) (Behrman, 1990).

En définitive, la relation [4] sera estimée à partir deux procédures économétriques : un modèle linéaire axé sur la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et une approche non linéaire du maximum de vraisemblance centrée sur la procédure de Poisson. A cet égard, quelques commentaires peuvent être suggérés quant au choix des méthodes d'estimation retenues. Tout d'abord, la méthode des moindres carrés est largement utilisée dans l'analyse des déterminants de la fécondité. Selon cette méthode, la variable dépendante – nombre d'enfants déjà nés vivants par femme – s'exprime comme une fonction linéaire des variables exogènes plus un terme d'erreur, ce dernier étant considéré comme indépendamment et identiquement distribué (*iid*) et non corrélé avec les variables explicatives. En fait, sous ces hypothèses, on suppose que les MCO fournissent de meilleurs estimateurs sans biais.

Cependant, le recours aux MCO pourrait être abandonné pour diverses raisons. En particulier, dans la mesure où la variable dépendante est une variable de comptage, et que sa moyenne et sa variance sont sensiblement égales, la technique d'estimation la plus appropriée est en principe le modèle standard de Poisson (Ainsworth, 1989 ; Ainsworth et al., 1995). En effet, la variable dépendante prend des valeurs entières strictement positives. A partir de ces remarques, les formes fonctionnelles de la spécification MCO s'écrivent [5]²⁰ :

$$H = \beta'X_i + \eta'X_{se} + \lambda X_{ps} + \varepsilon \quad : \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \quad [5]$$

et celles du modèle de Poisson [6] :

$$P = \beta'X_i + \eta'X_{se} + \lambda X_{ps} \quad [6]$$

où : H est le nombre d'enfants nés vivants par femme ; P est le log du paramètre μ de la distribution de Poisson²¹ ; X_i et X_{se} , sont, respectivement, les variables intermédiaires et les variables socio-économiques – particulièrement la variable d'intérêt - ; ε représente le terme aléatoire et I la matrice identité.

Pour répondre à l'objectif de la présente étude, nous procéderons en temps. En premier lieu, nous examinerons l'effet de la pauvreté non monétaire sur la parité. Ainsi, nous mettrons principalement l'accent sur la significativité des différents indicateurs de pauvreté non monétaire considérés. En second lieu, nous analyserons l'effet net de la pauvreté après le

¹⁹ Une spécification basée sur une forme quasi-réduite, qui tient compte d'une éventuelle endogénéité de la pauvreté, sera proposée dans une recherche future.

²⁰ En fait, dans la mesure où l'on régresse le nombre d'enfants sur l'âge des femmes, on peut supposer que sa variance augmente sensiblement avec ce dernier (Tabutin, 2000). Ce qui implique de prendre en compte les problèmes d'hétéroscédasticité qui pourraient se poser au niveau de l'estimation. Comme le proposent Ainsworth et al. (1995), pour répondre à cette question, on pourrait tout simplement contrôler l'âge des mères en utilisant non pas cinq classes d'âge mais l'âge et l'âge au carré. Bien qu'elle puisse être intéressante, cette solution n'est pas suivie dans la présente recherche. Néanmoins, c'est une piste à explorer dans de prochaines études.

²¹ La probabilité de la distribution de Poisson que le nombre d'enfants déjà nés vivants par femme, F , soit égal à un entier r positif est : $\text{Prob}(F_i = r) = \exp(-\mu) \mu^r / r!$, avec $E(F) = \text{var}(F) = \mu$.

contrôle de certaines variables comme l'éducation et l'âge de la femme, le secteur d'activité économique du couple et la région de résidence du ménage.

3. Résultats

Cette recherche conduit aux résultats suivants²².

En premier lieu, les statistiques descriptives conduisent aux observations suivantes (tableau 1). Mesurée par le nombre moyen d'enfants nés vivants par femme, la fécondité globale du moment s'établit à 4,7 enfants²³ par femme, avec un écart type de 2,6. Par ailleurs, les résultats de l'approche de la pauvreté en termes de *fonctionnements* indiquent que les deux tiers des ménages vivent dans un habitat précaire, tandis qu'ils sont 46,4 pour cent à disposer d'un environnement sanitaire précaire et 46,0 pour cent à être privés de biens de consommation durables.

En deuxième lieu, on constate que, sur le plan économétrique, le pouvoir explicatif des modèles MCO et de Poisson apparaît relativement homogène (tableau 2). A partir de là, les commentaires qui suivent seront fondés sur ces deux procédures économétriques. D'une part, quelle que soit la spécification économétrique utilisée, tous les indicateurs de pauvreté ont un impact significatif sur la demande d'enfants. Néanmoins, l'ampleur de cet impact diffère d'un indicateur à l'autre. Ce résultat est encore plus net dans l'étude de l'ensemble des déterminants économiques et sociodémographiques de la fécondité²⁴. En effet, l'introduction des variables de contrôle dans les estimations MCO et de Poisson modifie non seulement la significativité de l'effet de la pauvreté sur la fécondité, mais également son ampleur. C'est ainsi que, dans l'analyse globale, seuls deux des indicateurs de pauvreté (habitat et environnement sanitaire) influent - avec une intensité moindre - sur la fécondité.

Le contrôle par l'âge des mères confirme l'hypothèse usuelle selon laquelle celui-ci influe positivement sur le nombre d'enfants déjà nés vivants pendant les années précédant l'enquête. En d'autres termes, plus une mère est âgée, plus elle risque d'avoir d'enfants par rapport aux plus jeunes, ce qui est, somme toute, un résultat assez logique.

Quel que soit le modèle économétrique utilisé, l'éducation des femmes (hormis l'alphabétisation) et celle de leurs conjoints/maris influent négativement sur les comportements de fécondité des femmes.

La structure du ménage a des effets positifs sur la fécondité. En effet, la présence d'un conjoint/mari et le fait que la femme soit chef de ménage, entraînent une augmentation de celle-ci.

De même, certains secteurs d'activité économique du couple sont positivement associés à la fécondité. Il s'agit de l'artisanat et du commerce informel chez la femme, et du chômage ou de l'inactivité chez le conjoint/mari.

Enfin, concernant la région de résidence, les données montrent qu'elle intervient dans la demande d'enfants des femmes au sein du ménage. Ainsi, le fait pour une femme d'habiter

²² Les tableaux sont présentés en annexe.

²³ Il s'agit là du même résultat mentionné dans le rapport EMMUS III par Cayemittes et al. (2001).

²⁴ Le tableau de l'estimation de la relation directe entre la pauvreté et la fécondité n'est pas présenté ici. Mais, il peut être fourni sur demande.

en zone rurale, par rapport à la zone urbaine, peut conduire à une augmentation de la fécondité, toutes choses égales par ailleurs.

4. Discussion et conclusion

L'objectif principal de cette recherche était d'analyser la relation entre la pauvreté non monétaire et la fécondité à partir des données de l'EDS) d'Haïti de 2000. Pour ce faire, d'une part, l'approche non monétaire de la pauvreté est appréhendée par la méthode portant sur le concept de *fonctionnements* ou *capabilités élémentaires* de Sen (1999). D'autre part, le concept de fécondité retenu est la *parité* – nombre moyen d'enfants qu'a eu une femme cinq ans avant le début de l'enquête.

Si le modèle théorique qui sous-tend cette recherche est très attrayant pour l'analyse de la relation « pauvreté-fécondité », dans le cas des PED, il peut être considéré, en revanche, comme étant trop simpliste pour un certain nombre de raisons. En effet, l'approche de l'école de la *Nouvelle Economie du Ménage (NEM)* ignore notamment les principales contributions des enfants à la famille (Anker et Knowles, 1982, cités par Cohen et House, 1994). Or dans les pays en développement, « l'utilité des enfants, soit comme main-d'œuvre d'appoint pour renforcer l'entreprise familiale, soit comme source de revenus complémentaires, soit encore comme assurance contre les aléas de la conjoncture ou les risques de la vieillesse, est à la base de la demande d'enfants des parents » (Cain, 1982, cité par Joshi et David, 2002). Par ailleurs, l'approche néoclassique semble ne pas tenir compte non plus des facteurs comme les contraintes culturelles et les taux élevés de mortalité infantile. Pourtant, selon les auteurs, ces derniers affectent l'offre d'enfants. En particulier, la forte mortalité qui prévaut dans les pays les plus déshérités peut conduire les parents à procréer pour remplacer leurs enfants décédés ou accroître leur chance qu'au moins quelques enfants survivent jusqu'à l'âge adulte. Alors, pour toutes ces raisons, en vue de proposer une image pluridimensionnelle des facteurs explicatifs de la fécondité, nous avons ajouté aux variables socio-économiques du modèle de base un facteur à caractère social, démographique et culturel – le statut matrimonial. Ce faisant, nous nous sommes rapprochés, dans une certaine mesure, du cadre d'analyse proposé, notamment, par Bongaarts et al. (1984).

Sur le plan économétrique, l'étude de la relation « pauvreté-fécondité » montre que l'impact de la pauvreté diminue lorsque l'on procède à l'analyse des déterminants de la fécondité par l'introduction de certaines variables de contrôle. C'est particulièrement le cas, lorsque l'on contrôle par la région de résidence du ménage. Ceci peut s'expliquer par le fait que, tout comme pour la pauvreté monétaire (Boccanfuso et Siméon, 2006), cette variable peut se révéler un puissant facteur de la pauvreté non monétaire en Haïti. Et par conséquent, il est probable que son effet atténue partiellement l'impact de la pauvreté sur la fécondité. Pour en tenir compte, on aurait pu distinguer le milieu rural du milieu urbain dans l'analyse.

En définitive, comme il a été démontré par certains auteurs, notamment, dans le cas des pays africains, l'impact de la pauvreté sur les comportements de fécondité des femmes, en Haïti, n'est pas connu à l'avance contrairement aux idées reçues. Ainsi, portant sur un contexte particulier caractérisé, au cours des dernières décennies, par de profondes mutations économiques, sociales et politiques, cette recherche mérite d'être approfondie pour voir notamment dans quelle mesure ces mutations affectent le processus de transition démographique qui est encore balbutiant dans ce pays. Dans cette perspective, l'une des questions de recherche à venir sera de savoir si le début de la baisse de la fécondité en Haïti est le résultat d'un « malthusianisme de la pauvreté ». Si non, relève-t-il davantage d'une

première phase d'une transition de modernisation dans un contexte de crise comme cela a été observé dans certains PED comme la Cote d'Ivoire (Talnan et al. 2005) ? La réponse à ces questions pourrait non seulement enrichir le débat sur les relations entre la pauvreté et la fécondité, mais également aider les décideurs à mieux concevoir les politiques publiques en matière de santé de la reproduction.

Références bibliographiques

AINSWORTH, M., 1989, *Socioeconomic determinants of fertility in Cote d'Ivoire*, LSMS working papers n°53, World Bank, Washington.

AINSWORTH, M., BEEGLE, K., NYAMETE, A., 1995, *The impact of female schooling on fertility and contraceptive use*, LSMS Working Papers n°110, World Bank, Washington.

ANKER, R., KNOWLES, J.-C., 1982, *Fertility determinants in developing countries: a case study of Kenya*, Liege, Ordina Editions.

BOCCANFUSO, D., SIMEON, A., 2006, *Dynamique de la pauvreté en Haïti et ses déterminants*, Cahiers de recherche, Document de travail, n° 06-15, Groupe de Recherche en Economie et Développement International (GREDI), Université de Sherbrooke, Québec.

BEAULIERE, A., 2005, *Pauvreté et Santé en Haïti*, Thèse de Doctorat ès Sciences économiques, Université Montesquieu-Bordeaux IV, 28 février.

-, 2007, « Les politiques d'ajustement structurel en Haïti », in Louis Naud Pierre (dir.) *Les recherches en sciences sociales et les mutations sociopolitiques et économiques en Haïti*, Paris, L'Harmattan.

BECKER, G., 198, *A Treatise on the family*, Cambridge, Harvard University Press.

BENEFO, K., SCHULTZ, T. P., 1994, « Fertility and child mortality in Cote d'Ivoire and Ghana », *The World Bank Economic Review*, vol. 10, n°1, pp. 123-158.

BOLLEN, K. A., GLANVILLE, J. L., STECKLOV, G., 2002, « Socioeconomic status, permanent income, and fertility: a latent variable approach », *Measurement Evaluation Working Paper*, n°02-62.

BONGAARTS, J., FRANK, O., LESTHAEGHE, R., 1984, « The Proximate Determinants of Fertility in sub-Saharan Africa », *Population and Development Review*, vol. 10, n°3, pp. 511-537.

BOSERUP, E., 1985, « Economic and demographic interrelationships in Sub-Saharan Africa », *Population and Development Review*, vol. 11, n°3, pp. 383-398.

CAIN, M., 1982, « Perspectives on family and fertility in developing countries », *Population Studies*, vol. 36, n°2, pp. 159-175.

CASELLI, G., VALLIN, J., WUNSCH, G., 2002, *Démographie : analyse et synthèse II. Les déterminants de la fécondité*, INED, PUF, Paris, 436 p.

CAYEMITTES, M., PLACIDE, M. F., BARRERE, B., MARIKO, S., SEVERE, B., 2001, *Enquête Mortalité, Morbidité et Utilisation des Services (EMMUS II)*, Haïti 2000, Calverton, Maryland USA, Ministère de la Santé Publique et de la Population (MSPP), Institut Haïtien de l'Enfance (IHE) et ORC Macro International, Port-au-Prince, 489 p.

CHAKRAVARTY, S. R., MUKHERJEE, D., RANADE, R.R., 1998, « On the Family of Subgroups and Factor Decomposable Measures of Multidimensional Poverty », *Research on Economic Inequality*, vol.8, pp. 175-194.

CIGNO, A., 1991, *Economics of the family*, Oxford and New York, Clarendon Press and Oxford University.

COHEN, B., HOUSE, W.-J., 1994, « Demographic Behaviour and Poverty: Micro-level Evidence from Southern Sudan », *World Development*, vol. 22, n°7, July, pp. 1031-1044.

COSIO-ZAVALA, M.-E., 1998, *Changements démographiques en Amérique latine*, Aupelf-Uref, ESTEM, collection « Savoir plus Universités », Paris, 122 p.

JOSHI, H., DAVID, P., 2002, « The Social and Economic Context of Fertility », in CASELLI, G., VALLIN, J. et WUNSCH, G., eds., *Démographie : analyse et synthèse II. Les déterminants de la fécondité*, INED, PUF, Paris, pp. 327-374.

LACHAUD, J.-P., 2001, *Bien-être des ménages et pauvreté au Burkina Faso. Dépenses versus actifs : choix pragmatique ou conceptuel?*, Bordeaux, Document de travail n°56, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

LERIDON, H., 2002, « Fécondité naturelle et fécondité contrôlée : niveaux et modèles », in CASELLI, G., VALLIN, J. et WUNSCH, G., eds., *Démographie : analyse et synthèse II. Les déterminants de la fécondité*, INED, PUF, Paris, pp. 265-301.

MONTGOMERY, M. R., KOUAME, A., OLIVER, R., 1995, *The Tradeoff between Number of Children and Child Schooling: Evidence from Côte d'Ivoire and Ghana*, Living Standard Measurement Survey n°112, World Bank, Washington.

SANDRON, F., GASTINEAU, B., 2002, *Fécondité et pauvreté en Kroumirie (Tunisie)*, L'Harmattan, Paris, 175 p.

SCHOUMAKER, B., TABUTIN, D., 1999, *Relation entre pauvreté et fécondité dans les pays du Sud : connaissances, méthodologies et illustrations*, Document de travail n°2, Université catholique de Louvain, Département des Sciences de la Population et du Développement, Louvain-la-Neuve.

SCHULTZ, T. W., 1981, *Economics of population*, Reading (MA), Addison-Wesley, 240 p.

SEN, A., 1999, *Development as Freedom*, Alfred Knopf Inc ; trad. fr. de Michel BESSIERES, *Un nouveau modèle économique : Développement, justice, liberté*, Odile Jacob, 2000, Paris, 356 p.

TABUTIN, D., 2000, *Indices au niveau individuel de fécondité, de mortalité des enfants et de nuptialité*, Louvain-la-Neuve, Document de travail n°9, Université catholique de Louvain, Département des Sciences de la Population et du Développement, Louvain-la-Neuve.

TALNAN, E., FASSASSI, R., VIMARD, P., 2005, *Pauvreté et fécondité en Côte d'Ivoire : pourquoi le malthusianisme de pauvreté ne se vérifie-t-il pas ?*, Communication au XXV^{ème} Congrès international de la population, Tours (France), 18-23 juillet.

VIMARD, P., ZANOÛ, B. (dir.), 2000, *Politiques démographiques et transition de la fécondité en Afrique*, L'Harmattan, collection « Populations », Paris, 302 p.

Annexes

Tableau 1 : Statistiques descriptives relatives aux estimations de la relation entre pauvreté non monétaire et fécondité - HAÏTI 2000

Paramètres	Moyenne	Ensemble	Ecart type
Fécondité - Nombre d'enfants nés vivants par femme	4,7		2,6
Alphabétisation	0,4		0,5
Education de la femme			
Primaire	1,97		2,4
Secondaire et plus	0,5		1,5
Age de la femme	36,2		7,3
Activité économique de la femme			
artisanat, ouvrier qualifié ou non qualifié	3,6		18,6
agriculture	54,6		49,8
commerce / secteur informel	1,59		12,5
chômeurs/inactifs	6,0		23,7
Education du conjoint/mari			
Primaire	3,3		2,6
Secondaire et plus	1,0		2,2
Activité économique du conjoint/mari			
artisanat, ouvrier qualifié ou non qualifié	10,1		30,2
agriculture	76,5		42,4
commerce / secteur informel	3,8		19,2
chômeurs/inactifs	6,0		2,4
Privations des fonctionnements			
Habitat	65,8		47,4
Environnement sanitaire	46,4		49,9
Biens durables	46,0		49,8
Zone de résidence			
Aire Métropolitaine	27,2		21,1
Autres Villes	10,4		30,5
Rural	62,4		48,4
Situation matrimoniale			
mariée	84,4		36,3
N (femmes)		4883	

Source : A partir des bases de données de l'EDS d'Haïti 2000.

Tableau 2 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de la fécondité des femmes et *fonctionnements* élémentaires – Haïti 2000.

Paramètres	OLS ¹		Poisson ¹		Ef.mg. ³
	β	t ²	β	t ²	
Constante	2,331	8,886*	0,849	13,346*	4,018*
Alphabétisation de la femme⁴	0,170	1,488	0,477	1,979*	0,226**
Education de la femme⁵					
Primaire	-0,134	-4,956*	-0,031	-5,230*	-0,146*
Secondaire	-0,157	-4,849*	-0,062	-7,005*	-0,294*
Age de la femme⁶					
25-29 ans	0,634	3,732*	0,218	4,669*	1,033*
30-34 ans	1,541	9,160*	0,459	10,057*	2,170*
35-39 ans	2,296	13,752*	0,622	13,853*	2,943*
40-44 ans	2,768	16,148*	0,709	15,614*	3,355*
45-49 ans	3,101	17,867*	0,756	16,610*	3,576*
Présence du conjoint/mari⁴	0,505	5,614*	0,114	5,692*	0,538*
Femme chef de ménage⁴	0,168	2,247*	0,047	2,952*	0,220*
Activité économique de la femme⁷					
artisanat, ouvrier qualifié ou non qualifié	0,325	1,557	0,180	3,437*	0,849*
agriculture	-0,039	-0,555	-0,008	-0,530	-0,037
commerce / secteur informel	0,406	1,572	0,097	1,680**	0,459**
chômeurs/inactifs	-0,147	-1,170	-0,027	-1,081	-1,126
Education du conjoint/mari⁵					
Primaire	-0,012	-7,516*	-0,021	-6,887*	-0,100*
Secondaire	-0,038	-1,791**	-0,017	-3,195*	-0,080*
Activité économique du conjoint/mari⁷					
artisanat, ouvrier qualifié ou non qualifié	0,130	0,636	0,051	1,059	0,240
agriculture	0,163	0,930	0,043	1,047	0,202
commerce / secteur informel	-0,238	-1,022	-0,060	-1,078	-0,283
Chômeurs/inactifs	0,998	4,580*	0,201	4,228*	0,949*
Privations des <i>fonctionnements</i>⁸					
Habitat	0,287	2,350*	0,063	2,371*	0,298*
Environnement sanitaire	0,268	3,643*	0,057	3,749*	0,269*
Biens durables	-0,035	-0,465	-0,013	-0,868	0,063
Région de résidence⁹					
Autres Villes	0,021	0,161	0,014	0,476	0,066
Rural	0,399	3,064*	0,089	3,099*	0,423*
Situation matrimoniale¹⁰					
Mariée	0,111	1,017	0,022	0,888	0,103
Log vraisemblance		-		10340,760	
χ^2 (sig)				2499,612 (0,000)	
R ² ajusté		0,309		-	
F (sig)		84,860 (0,000)		-	
N		4883		4883	

(1) La variable dépendante est la parité – le nombre d'enfants qu'a eus une femme pendant les cinq années précédant la date de l'enquête ; (2) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t représente le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Effets marginaux : dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne des caractéristiques ; (4) Oui =1 ; (5) Nombre d'années pour chaque niveau d'éducation – « spline » ; (6) Base = 15-24 ans ; (7) Base = secteur moderne administration privée / publique ; (8) La pauvreté des ménages est exprimée en termes d'écart de *fonctionnements* : écart total = 1 ; (9) Base = Aire Métropolitaine ; (10) Base = Non mariée.

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

Source : A partir des bases de données de l'EDS d'Haïti 2000.