

# Pauvreté et fécondité en Haïti

par

**Arnousse BEAULIERE**

*Doctorant ATER - Centre d'Economie du Développement  
I.F.Re.D.E. - GRES - Université Montesquieu-Bordeaux IV*

## Résumé

L'objectif principal de ce papier est d'analyser la relation entre la pauvreté et la fécondité à partir des données de Enquête Démographique et de Santé (EDS) d'Haïti de 1994-1995. Pour ce faire, d'une part, la pauvreté est appréhendée principalement selon deux types d'approche : (i) l'approche axée sur le concept d'actifs essentiels comprenant, d'un côté, l'approche traditionnelle relative à l'accès des ménages à un certain nombre de biens et services de base et, de l'autre, l'approche restreinte exprimée en termes de stratification socio-économique du niveau de vie ; et (ii) l'approche portant sur le concept de fonctionnements ou capacités élémentaires de Sen [1985, 1992, 1999]. D'autre part, le concept de fécondité retenu est la *parité* – nombre moyen d'enfants qu'a eu une femme pendant les cinq années précédant l'enquête. Dans cette perspective, la présente étude permet d'aboutir aux conclusions suivantes. En premier lieu, contrairement à ce que prétendent certains auteurs, la relation « pauvreté-fécondité » semble plus complexe et plus ou moins directe. En effet, on constate que l'idée très répandue - issue de la théorie de la *Nouvelle Economie du Ménage (NEM)* - selon laquelle la pauvreté est à l'origine d'une fécondité élevée, est confirmée ou infirmée selon les indicateurs de pauvreté considérés, le choix de ces derniers influençant considérablement le sens de la relation. En deuxième lieu, il apparaît à l'étude de la relation entre la pauvreté exprimée en termes de stratification socio-économique et la fécondité que les affirmations des auteurs de la *NEM* sont vraies. En revanche, il n'en est pas de même de la mesure de la pauvreté axée, d'un côté, sur les fonctionnements ou les capacités élémentaires et, de l'autre, sur la disponibilité d'un certain nombre d'actifs essentiels. En troisième lieu, il est crucial de tenir compte de l'importance du contexte dans lequel est menée l'étude. Ainsi la présente recherche permet-elle de mettre en lumière le rôle que peut jouer plus ou moins directement le phénomène du travail des enfants en Haïti dans les comportements de fécondité en rapport avec l'accès à certains biens durables productifs (réfrigérateur, cheval ou mule). En quatrième lieu, il importe que les initiatives en termes de politique démographique comportent un volet réservé aux interactions qui peuvent exister entre la pauvreté non monétaire - celle basée sur l'accès aux biens et services essentiels - et certaines caractéristiques individuelles des femmes et de leurs conjoints/maris (instruction, profession, etc.).

## Abstract : Poverty and fertility in Haiti

The principal objective of this paper is to analyze the relation between poverty and fertility starting from the data of Demographic Health Survey (EDS) of Haiti of 1994-1995. With this intention, on the one hand, poverty is apprehended mainly according to two types of approach: (i) approach centered on the concept of essential assets including/understanding, on a side, the traditional approach relating to the access of the households to a certain number of goods and basic services and, other, the restricted approach expressed in terms of socio-economic stratification of the standard of living; and (ii) approach relating to the concept of functionings or elementary capabilities of Sen [ 1985, 1992, 1999 ]. In addition, the concept of fertility retained is the parity - an average number children whom a woman had preceding during the five years the investigation. From this point of view, the present study makes it possible to arrive at the following conclusions. Initially, as opposed to what certain authors claim, the relation "poverty-fertility" seems more complex and more or less direct. Indeed, one notes that the very widespread idea - exit of the theory of the New Economy of Household (NEM) - according to which poverty is at the origin of a raised fertility, is confirmed or cancelled according to indicators' of poverty considered, the choice of the latter influencing the direction of the relation considerably. In second place, it appears being studied of the relation between the poverty expressed in terms of socio-economic stratification and fertility that the assertions of the authors of the NEM are true. On the other hand, it is not the same measurement of the poverty centered, on a side, on elementary functionings or capabilities and, other, on the availability of a certain number of essential assets. In third place, it is crucial to hold account of the importance of the context in which the study is undertaken. Thus present research makes it possible it to clarify the part which the phenomenon of the child work can play more or less directly in Haiti in the behaviors of fertility in connection with the access to certain productive durable goods (refrigerator, horse or mule). In fourth place, it matters that the initiatives in terms of demographic policy comprise a shutter reserved for the interactions which can exist between nonmonetary poverty - that based on the access to essential goods and services - and certain individual characteristics of the women and their spouses/husbands (instruction, profession, etc).

**Mots-clés :** Pauvreté non monétaire ; actifs ; fonctionnements ; capacités ; fécondité ; parité

**JEL classification :** J13, I31, I32

## Sommaire

<b>1. Introduction</b> .....	<b>1</b>
<b>2. Les sources de données : les enquêtes démographiques et de santé</b> .....	<b>3</b>
<b>3. Méthode d'analyse : modélisation, spécification des variables et techniques d'estimation</b> .....	<b>3</b>
1. <i>Le modèle théorique</i> .....	3
2. <i>La spécification des variables</i> .....	9
3. <i>Les techniques d'estimation</i> .....	10
<b>4. Résultats</b> .....	<b>11</b>
1. <i>Statistiques descriptives</i> .....	11
A. Les caractéristiques générales de la fécondité des femmes.....	11
B. Les caractéristiques de la fécondité des femmes selon leur situation matrimoniale.....	13
2. <i>Estimations économétriques</i> .....	15
A. La relation directe entre la pauvreté non monétaire et la fécondité.....	15
B. Les déterminants de la fécondité et pauvreté non monétaire.....	18
<b>5. Conclusion</b> .....	<b>21</b>
<b>Références bibliographiques</b> .....	<b>24</b>
<b>Annexes</b> .....	<b>29</b>

## 1. Introduction

Depuis la parution, en 1798, de l'ouvrage de Malthus, *Essai sur le principe de population*, la problématique de la relation entre la pauvreté et la fécondité a généré quelques débats passionnants dans la littérature démographique et « développementaliste »<sup>1</sup>. 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. Selon sa thèse, la population double tous les vingt-cinq ans en progression géométrique alors que la nourriture (l'agriculture) ne croît qu'arithmétiquement, d'où la nécessité de limiter les naissances. D'une certaine façon, on peut dire que le progrès technologique, particulièrement à partir du 19<sup>ème</sup> siècle, où le revenu par tête a augmenté plus vite que la population, a donné raison à Malthus. En revanche, 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 fécondité<sup>2</sup>. Comme l'ont souligné certains auteurs<sup>3</sup>, ce lien s'explique principalement par deux facteurs majeurs : les effets des changements de la structure d'âge de la population, particulièrement les accroissements de la part âge-travail de la population, et les effets de l'investissement dans la santé et l'éducation sur la baisse de la fécondité. Le lien est vertueux. Toutefois, la relation entre les conditions économiques et la fécondité peut être complexe. D'une part, cette relation peut seulement être déterminée par les effets nets du revenu et des changements structurels<sup>4</sup>. Pour Boserup, le sens de la relation entre population et économie 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<sup>5</sup>. Inversement, d'autre part, 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 démographiques des femmes est plus ambiguë qu'il n'y paraît. En effet, lorsque l'on examine la plupart des études consacrées à ce sujet, cette relation apparaît difficile à établir et renvoie à des mécanismes très complexes. Tout d'abord, elle nécessite une clarification du concept de pauvreté que l'on entend utiliser pour analyser les variations de la fécondité. Ensuite, il convient de tenir compte de l'interaction du concept de pauvreté avec d'autres variables, comme l'instruction des femmes (ou des parents en général), qui lui sont liées. Dans ces conditions, l'étude de l'effet de la pauvreté sur la fécondité suggère non seulement une analyse de la relation directe entre la pauvreté et la fécondité, mais également une étude globale des déterminants de la fécondité avec la pauvreté comme variable d'intérêt. La présente recherche s'inscrit dans cette perspective. Cependant, afin de mieux appréhender l'impact de la pauvreté sur la fécondité en Haïti, il importe de placer l'étude dans son contexte socio-démo-économique.

En fait, avec une population estimée à 8 millions d'habitants, une densité de 250 habitants par km<sup>2</sup> et un revenu par tête ne dépassant guère les US \$350 par an<sup>6</sup>, la République d'Haïti représente le pays le plus densément peuplé et le plus pauvre de l'hémisphère occidental. Cela s'explique par l'état de délabrement généralisé du pays. Sur le plan économique, la situation est catastrophique. La dégradation accélérée et l'explosion du « secteur informel » en sont une illustration. Remontant à au moins une décennie, la crise du secteur agricole se traduit, notamment, par une chute libre de la

---

<sup>1</sup> Pour une présentation des travaux spécifiquement appliqués aux problèmes relatifs au développement économique, voir, par exemple, Rougier [1999].

<sup>2</sup> Voir, entre autres, Caselli et al. [2002].

<sup>3</sup> Banque mondiale [1993].

<sup>4</sup> Les changements structurels décrivent une situation où les individus intègrent le marché du travail (deviennent actifs) ou migrent dans un endroit qui est propice à une faible fécondité. Boserup [1985].

<sup>5</sup> Boserup [1985] ; Véron [1996].

<sup>6</sup> En US constant de 1987 pour 1995.

production des produits destinés à l'exportation (café, sucre, huiles essentielles, cacao, mangues) et des denrées de consommation locale. La production de ces dernières a enregistré, selon certains auteurs, la baisse la plus inquiétante pour l'avenir d'Haïti<sup>7</sup>. La raison principale évoquée pour tenter d'expliquer cela, est l'érosion des sols. Due en partie au déboisement sauvage, celle-ci a pris une ampleur sans précédent à cause de la violence des orages avec des pluies torrentielles qui entraînent vers les plaines côtières une masse de cailloux et de terres arables. Il est reconnu que cet appauvrissement des terres peut être aggravé par l'explosion démographique, ce qui soulève en quelque sorte la question d'une certaine forme de « malthusianisme de la pauvreté » en Haïti. En effet, la population haïtienne est victime d'une paupérisation massive dans toutes ses composantes. La manifestation la plus évidente de ce phénomène est incontestablement la détérioration du niveau et de la qualité de vie des ménages (individus). Bien entendu, comme dans la plupart des Pays en développement (PED), les ménages (individus) vivant en zone rurale sont les plus touchés. Selon la Banque mondiale, la pauvreté monétaire serait de 67 pour cent environ au niveau national, et de 80 pour cent en milieu rural<sup>8</sup>. Ce niveau catastrophique de pauvreté s'accompagne d'un profil d'indicateurs socio-démographiques de même nature. Ainsi, si en 1998 l'espérance de vie était en moyenne de 69 ans en Amérique Latine, en Haïti elle n'était, en revanche, que de 57 ans. Quant à la mortalité des enfants, le tableau est aussi inquiétant : près de 50 pour cent des décès surviennent dans la tranche d'âge de 0 à 5 ans, laquelle classe représente 15 pour cent de la population totale<sup>9</sup>. En ce qui concerne la fécondité, alors que, à l'échelle mondiale, le nombre d'enfants par femme a baissé de moitié environ depuis 1950 - les plus fortes baisses ont été enregistrées en Asie de l'Est et en Amérique latine -, selon certaines enquêtes relatives à la fécondité en Haïti, celle-ci aurait enregistré une hausse entre 1977 et 1987, après une période de stagnation ou de déclin<sup>10</sup>. Plus précisément, après une baisse - elle est passée de 6,0 enfants par femme environ à la fin des années 1960 à 5,5 enfants par femme au milieu des années 1970 -, la fécondité s'est accrue pour retrouver, dès le début des années 1980, des niveaux supérieurs à 6,0 enfants par femme<sup>11</sup>. En réalité, si l'on observe ce qui s'est passé dans la plupart des pays de l'Amérique latine, Haïti occupe une place particulière par rapport à l'évolution de sa fécondité<sup>12</sup>. En effet, si la transition démographique s'est amorcée au début des années 1960 dans la plupart des pays de l'Amérique latine, 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. D'après Cozio-Zavala, « la fécondité reste élevée dans les pays où la croissance économique et le développement social marquaient le pas » (Cozio-Zavala [2000], p. 5). En outre, il s'agit de « pays où dominait aussi une forte mortalité et où les bas niveaux de vie, de développement, de scolarisation et de santé, expliquent le retard pris dans la baisse de la fécondité »<sup>13</sup>. A cet égard, la question des liens entre la pauvreté et la fécondité dans certains pays en développement en général, et en Haïti en particulier, se pose avec acuité. Dans la mesure où la situation économique et sociale d'Haïti se révèle désastreuse - croissance économique quasi nulle, forte mortalité infantile, niveau d'instruction médiocre, conditions sanitaires exécrables, etc.<sup>14</sup> -, il est pertinent d'examiner l'impact de la pauvreté sur la fécondité dans ce pays. Pourtant, très peu de recherches dans ce domaine sur Haïti existent. Si le présent document n'a pas la prétention de combler totalement ce vide, il tente simplement d'apporter une contribution à la compréhension de cette question. Pour ce faire, la suite du papier est organisée de la manière suivante. La section 2 explicite les sources statistiques. La section 3 expose la méthode d'analyse. La section 4 présente les résultats. La section 5 conclut.

<sup>7</sup> Comevin [1993] ; Neptune-Anglade [1997].

<sup>8</sup> Banque mondiale [1998].

<sup>9</sup> Ibid.

<sup>10</sup> Chahnazarian [1992].

<sup>11</sup> Guengant, May [1992].

<sup>12</sup> Cosio-Zavala [2000].

<sup>13</sup> Op. cit.

<sup>14</sup> Voir Beauillère [2003].

## **2. Les sources de données : les enquêtes démographiques et de santé**

Notre étude est basée sur l'Enquête démographique et de santé (EDS) d'Haïti de 1994-1995, réalisée par l'Institut haïtien de l'enfance (IHE), avec l'assistance technique de Macro International Incorporated. 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) ; (iii) occupation des adultes ; (iv) migration : résidence du ménage ; et (v) 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.

L'EDS d'Haïti de 1994-1995 a démarré en juillet 1994, au cours d'une période particulièrement troublée sur le plan social, économique et surtout politique (régime inconstitutionnel au pouvoir, embargo international, crise économique). Bien que sur le plan politique l'ordre constitutionnel ait été rétabli dès le mois d'octobre 1994, cette enquête a été achevée en janvier 1995 dans une situation socio-économique tout aussi préoccupante. Elle a été réalisée auprès d'un échantillon stratifié, pondéré et représentatif au niveau national et au niveau des milieux de résidence. L'échantillon de l'enquête est basé sur un sondage aréolaire stratifié et tiré à deux degrés. En premier lieu, 172 grappes ont été tirées au hasard et ont pu être enquêtées ; elles ont fait l'objet d'une cartographie et d'une énumération exhaustive des ménages. En second lieu, un échantillon de ménages a été tiré à partir de la liste de l'ensemble des ménages de chacune de ces grappes. Il en résulte un échantillon de 4818 ménages effectivement enquêtés. Parmi les femmes de 15 à 49 ans appartenant aux ménages sélectionnés, 5356 ont été interviewées avec succès. En ce qui concerne les hommes, dans un sous-échantillon de ménages - 1 sur 3 -, parmi ceux de 15 à 59 ans, 1610 ont été effectivement enquêtés.

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, ce qui écarte la possibilité de prendre en compte l'aspect monétaire de la pauvreté. Par conséquent, la relation entre la pauvreté et la fécondité sera axée sur une conceptualisation non monétaire de la pauvreté. Cette dernière se matérialisera, d'une part, par une approche en termes d'actifs, et, d'autre part, par une approche en termes de capacités (fonctionnements élémentaires).

## **3. Méthode d'analyse : modélisation, spécification des variables et techniques d'estimation**

La méthode d'analyse retenue pour la présente recherche porte successivement sur la présentation du modèle théorique, la spécification des variables et les techniques d'estimation.

### **1. Le modèle théorique**

Les comportements démographiques, et particulièrement la fécondité, constituent des phénomènes complexes. Dès lors, leur compréhension requiert un cadre d'analyse théorique qui puisse servir de référence pour la formulation de politiques de population et de régulation des naissances. En réalité, il est admis qu'il n'existe pas de « théorie générale » de la fécondité, et que plusieurs approches sont envisageables. Toutefois, dans la littérature, le modèle proposé par les économistes,

qui constitue la seule approche théorique qui a vraiment fait l'objet de formulations précises et de réelles tentatives de validation<sup>15</sup>, peut être enrichi pour offrir une analyse qui tienne compte des diverses variables déterminantes de la fécondité. C'est ce que l'on appelle communément « approche micro-économique de la fécondité ».

La démarche qui sous-tend cette théorie 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<sup>16</sup>. 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 décision<sup>17</sup>. Due à Leibenstein [1957] et surtout à Becker [1960], la théorie de la fécondité fondée sur ce principe a été enrichie par les contributions de Willis [1973], de Becker et Lewis [1973] et de Schultz [1974, 1981]. Ainsi la modélisation et les représentations théoriques des comportements démographiques des ménages sont-elles associées aux travaux du courant de la *Nouvelle Economie du Ménage (NEM)* ou *New Home Economics* de l'école de Chicago. Pour présenter les fondements de cette approche, nous allons considérer un simple modèle micro-économique de fécondité.

Soit un couple conjoint/mari-femme choisissant de maximiser leur utilité jointe, cette dernière est fonction du niveau de vie des adultes, de la quantité d'enfants (le nombre d'enfants) et de la qualité de chaque enfant. Les « biens et services consommés » par les adultes et la satisfaction qu'ils tirent des enfants ne proviennent pas du marché<sup>18</sup>. Au contraire, ils sont produits par le biais d'une fonction de production du ménage à l'aide des inputs considérés comme des biens marchands (par exemple, la nourriture, le logement, etc.) et du temps des adultes<sup>19</sup> (par exemple, le temps consacré à la cuisine, aux soins des enfants, au loisir, etc.). Comme on l'a vu dans l'étude des déterminants de la mortalité des enfants, le modèle repose sur des hypothèses qui consistent 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 la fécondité, ce modèle 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 décisions de fécondité, a tendance également à pousser les femmes à travailler davantage afin de s'offrir certains biens et services nécessaires à leur bien-être. En fin de compte, le temps de la femme devient très précieux, ce qui permet une analyse des décisions d'avoir des enfants en termes de coût.

Ensuite, le modèle de fécondité classique suppose un effet d'interaction entre quantité et qualité des enfants sur les comportements familiaux. En fait, cette distinction quantité-qualité a été introduite par Becker [1960] pour tenter d'expliquer pourquoi les familles à haut revenu tendent à avoir très peu d'enfants. Plus tard, Willis [1973], d'une part, et Becker et Lewis [1973], d'autre part, ont montré que l'élasticité-prix de la quantité est supérieure à l'élasticité-prix de la qualité, résultat inverse de celui auquel on aboutit concernant les élasticités-revenus, dans la mesure où l'élasticité-revenu de la quantité est, elle, inférieure à celle de la qualité<sup>20</sup>. A partir de là, ce modèle offre la possibilité de mener des études dans un cadre intergénérationnel. Cependant, dans la présente recherche, avec les 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

---

<sup>15</sup> Léridon, Toulemon [1997].

<sup>16</sup> Voir Becker [1981] ; Cigno [1991].

<sup>17</sup> Ibid.

<sup>18</sup> Donc, il s'agit là de « biens de consommations » non marchands comme l'enfant (considéré comme un « bien de consommation durable supérieur ») (Leibenstein [1957]).

<sup>19</sup> Parmi les divers compléments apportés au modèle de base de Becker [1960], Mincer [1974] a proposé de prendre en compte, dans le coût d'un enfant, non seulement le coût de l'éducation, mais également le temps consacré par les parents à leur enfant. Selon Becker, « l'étude empirique des investissements en capital humain a reçu un appui majeur des travaux désormais classiques de Mincer [1974]. Il a étendu une simple analyse de régression qui liait les rémunérations aux années d'étude pour y inclure une mesure primaire mais très utile de formation sur le tas et d'expérience - les années après la fin des études ; il a utilisé de nombreuses observations individuelles plutôt que des données groupées, et il a minutieusement analysé les propriétés des résidus des équations de production de gains » (Becker [1993]).

<sup>20</sup> Schultz [1981].

non explicitement le dilemme quantité/qualité des enfants<sup>21</sup>, ce dernier aspect ne sera pas traité dans l'analyse.

A la suite des travaux évoqués précédemment, on peut résumer la formulation habituelle du modèle économique de base de la manière suivante<sup>22</sup>. Elle consiste à maximiser une fonction de satisfaction du ménage  $S(q_1, q_2, \dots, q_n)$ ,  $q_i$  indiquant la quantité consommée de bien  $i$ , sous une contrainte de revenu ( $R$ ) :

$$\sum_i p_i q_i \leq R, \quad [1]$$

où  $p_i$  représente le prix du bien  $i$ . Dans ces conditions, la fonction de demande pour le bien  $i$  est donnée par l'expression suivante :

$$q_i = f(p_1, p_2, \dots, p_n, R) \quad [2]$$

En fait, la satisfaction, en tant qu'output, est produite par l'intermédiaire de la fonction de production domestique et par la consommation de temps<sup>23</sup>, ce dernier élément pouvant être considéré comme un facteur de production. En d'autres termes, à chaque bien non marchand que peut produire le ménage, on attribue une fonction de production  $Z_i$  qui dépend de l'ensemble des biens et services marchands nécessaires  $X_i$  et des temps qui devront y être consacrés par les différents membres du ménage  $T_i$ . On a donc :

$$Z_i = f_i(T_i, X_i) \quad [3]$$

D'autre part, pour se procurer les biens susceptibles de fournir une satisfaction, les ménages offrent par ailleurs du temps sur le marché du travail en échange d'un salaire dont le taux détermine le coût d'opportunité domestique. A partir de là, il devient nécessaire d'arbitrer entre le temps consacré au travail (qui génère des revenus) et celui consacré à la production domestique (qui augmente la production  $Z$ ).

Par la suite, une fonction d'utilité jointe des parents plus large que la fonction de satisfaction  $S$  est définie. Elle prend en compte l'ensemble des biens et services et notamment le nombre d'enfants souhaités - la fécondité -  $F$  :

$$U = U(F, S, Z) \quad [4]$$

Le programme du ménage revient donc à maximiser cette utilité jointe sous trois contraintes : celle de la fonction de production domestique, celle de la fonction d'usage du temps consacré au travail ou à la production domestique, et celle de la fonction d'équilibre budgétaire. Ce programme génère, sous certaines hypothèses, des conditions nécessaires de premier ordre à partir desquelles la fonction de demande du nombre d'enfants est obtenue. Cette dernière peut être formalisée de la manière suivante :

$$F = f(p_{pf}, p_x, w, AC, \mu), \quad [5]$$

où  $F$  représente la fécondité. Les variables  $p_f$ ,  $p_x$ ,  $w$ ,  $AC$  et  $\mu$  expriment, respectivement, le coût de la planification familiale, le prix des biens échangeables sur le marché, le niveau de salaire des parents - le coût d'opportunité lié au temps des femmes -, les actifs ou les capacités productives du ménage et les traits individuels non observables.

<sup>21</sup> Vous pourrez lire avec profit les travaux de Montgomery et al. [1995] sur cette question.

<sup>22</sup> Nous suivrons largement la présentation de Léridon, Toulemon [1997].

<sup>23</sup> Becker [1965].

En réalité, si le modèle présenté ci-dessus est très attrayant pour l'étude de la relation « pauvreté-fécondité », dans le cadre des pays en développement, il est considéré, en revanche, comme étant trop simpliste pour un certain nombre de raisons. En effet, selon certains auteurs<sup>24</sup>, l'approche de l'école de la *Nouvelle Economie du Ménage (NEM)* ignore notamment les principales contributions des enfants à la famille. 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 [1996]). 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, 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<sup>25</sup>.

Alors, pour toutes ces raisons, dans un souci de fournir une image pluridimensionnelle des facteurs explicatifs de la fécondité, nous ajouterons aux variables économiques du modèle de base des facteurs à caractère social, démographique et culturel. Ce faisant, à l'instar du modèle de Mosley et Chen [1984], qui a inspiré le cadre d'analyse des déterminants de la mortalité des enfants, nous nous rapprocherons autant que possible du cadre d'analyse proposé, par exemple, par Bongaarts, Frank et Lesthaeghe [1984], et Bongaarts [1993].

A cet égard, il importe de rappeler que, dans la littérature démo-économique, il n'y a pas de consensus quant à l'importance causale des différents groupes de facteurs influençant les décisions en matière de fécondité<sup>26</sup>. En effet, schématiquement, si certains auteurs de l'« école de la vie reproductive » attribuent le rôle primordial aux facteurs structurels<sup>27</sup>, d'autres de l'« école de la technologie contraceptive » mettent l'accent sur les paramètres liés à l'offre de planification familiale<sup>28</sup>. Toutefois, il existe un courant de pensée intermédiaire, emmené notamment par Bongaarts, qui prône la complémentarité entre les deux options précédentes. La présente recherche s'inscrit largement dans cette direction.

Cependant, si les contraintes liées aux sources statistiques ne nous permettent pas de fournir une application complète du cadre d'analyse suggéré par Bongaarts, celui-ci nous servira tout de même de boussole pour orienter notre investigation empirique. Cette dernière se présentera de la manière suivante. Dans une première spécification économétrique de base, nous retiendrons seulement les indicateurs se rapportant à la pauvreté non monétaire : actifs essentiels, stratification socio-économique, ou fonctionnements (capabilités) élémentaires. La deuxième spécification permettra d'apprécier l'effet net de la pauvreté non monétaire sur la fécondité suite au contrôle des variables comme l'éducation des parents et la situation matrimoniale de la femme. Dans ces conditions, les deux équations réduites qui permettront d'estimer ces modèles sont les suivantes :

$$F = f(AC_m, \varepsilon_f) \quad [6]$$

$$F = f(C_{fd}, D_{fh}, D_{ch}, AP_f, AP_c, ST_m, AC_m, G_m, SM_f, PF_s, \varepsilon) \quad [7]$$

Dans l'équation [6], le nombre d'enfants,  $F$ , est supposé relié uniquement aux caractéristiques socio-économiques du ménage reflétant la pauvreté non monétaire,  $AC_m$ , tandis que, dans l'équation [7], elle est expliquée par les facteurs suivants :  $C_{fd}$ , caractéristiques démographiques des femmes ;  $D_{fh}$  et  $D_{ch}$ , dotations en capital humain des femmes et de leurs conjoints/maris (dotations qui augmentent leur productivité et ainsi la valeur de leur temps alloué à leurs activités, telles que l'entretien des enfants ou le marché du travail<sup>29</sup>) ;  $AP_f$  et  $AP_c$ , activités professionnelles des femmes, et de leurs

<sup>24</sup> Voir, entre autres, Anker, Knowles [1982] cités par Cohen, House [1994].

<sup>25</sup> Joshi, David [1996].

<sup>26</sup> Anoh [2001].

<sup>27</sup> Le développement économique et le progrès social sont à la base du changement des attitudes et conduites en matière de procréation et les programmes de planification familiale ne jouent qu'un rôle secondaire.

<sup>28</sup> Une réduction rapide de la fécondité peut être obtenue par des programmes de planification familiale indépendamment d'un changement préalable des structures socio-économiques.

<sup>29</sup> Dans notre cas, les dotations en capital humain des parents en général, et de la femme en particulier, sont supposées exogènes.



conjoints/maris,  $ST_m$  et  $AC_m$ , la structure du ménage et la pauvreté non monétaire – *variable d'intérêt* – exprimée sous différentes formes ;  $G_m$ , la localisation spatiale du ménage ;  $SM_f$ , la situation matrimoniale des femmes,  $PF_s$  le coût social de la planification familiale, et  $\varepsilon$  un terme aléatoire.

Après avoir présenté le modèle théorique et suggéré une démarche empirique, nous allons spécifier les différentes variables qui forment les équations de demandes réduites [6] et [7] ci-dessus.

## 2. Spécification des variables

Comme on vient de le voir, les formes réduites [6] et [7] exhibent des modèles d'explication des niveaux de fécondité. A partir de là, la variable dépendante est la *parité*<sup>30</sup> - Indice synthétique de fécondité (ISF) -, 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. A cet égard, il n'est pas inutile de rappeler que l'échantillon - 2504 femmes âgées de 15 à 49 ans réparties dans 2279 ménages - sur lequel sera basée la présente recherche, est issue de la stratégie sous-jacente à l'étude des déterminants de la mortalité des enfants en relation avec la pauvreté non monétaire<sup>31</sup>.

Quant aux variables exogènes, elles reflètent les dimensions démographique, économique, sociale et psychologique de l'analyse.

Dans cette perspective, l'âge des femmes sera pris en compte parmi les facteurs affectant la fécondité. Comme dans l'étude de la mortalité des enfants, l'âge se présentera en six 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. Dans l'estimation des équations réduites portant sur les femmes de tout âge, l'âge des femmes 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<sup>32</sup>. En fait, ce facteur s'avère surtout important dans les sociétés où la pratique de la contraception est rare<sup>33</sup>, 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.

L'éducation des femmes exprimée en années constitue une variable importante de la demande d'enfants. D'une manière générale, il est bien connu que, pour de nombreuses raisons, les femmes instruites réussissent mieux que leurs consœurs analphabètes à éduquer leurs enfants et à les maintenir en bonne santé. Elles ont aussi une plus grande aptitude à réellement limiter leur descendance à l'objectif familial retenu<sup>34</sup>. Selon certains auteurs, les effets de l'instruction des femmes sont à la fois matériels et culturels. En réalité, 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 contrôle<sup>35</sup>. D'une part, concernant la demande d'enfants, si la scolarisation des femmes est considérée comme variable *proxy* des salaires des femmes, l'augmentation du nombre d'années d'éducation doit conduire à une réduction du nombre d'enfants déjà nés. Comme le rappellent Joshi et David [2002], en termes d'interprétation économique, l'accent est mis sur l'accroissement du coût du temps maternel – coût d'opportunité - consacré à la garde des enfants et la rationalisation accrue des prises de décision sur la taille et la composition par sexe du ménage. En même temps, la présence des femmes sur le marché du travail se renforce ; elles participent davantage à la vie économique et acquièrent ainsi une plus grande indépendance. Bien entendu, cela peut limiter la demande d'enfants de sexe mâle, tant pour le produit de leur travail que pour la sécurité des vieux jours<sup>36</sup>. D'autre part, du côté des facteurs d'offre, l'éducation des femmes peut affecter autrement leurs comportements en matière de fécondité. Elle peut, en effet, améliorer leur santé, accroître l'offre d'enfants, ou améliorer

<sup>30</sup> 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 d'Haïti 1994-1995 ces inconvénients soient limités, ce qui permet de procéder à certaines inférences.

<sup>31</sup> Voir Beaulière [2003].

<sup>32</sup> Ainsworth [1989].

<sup>33</sup> Gendreau [1993].

<sup>34</sup> Joshi, David [1996]. Voir aussi Cochrane [1979] et Cleland [1985].

<sup>35</sup> Sans oublier d'autres facteurs d'offre comme la durée d'allaitement, l'âge au mariage, etc.

<sup>36</sup> Cochrane [1979].

la santé de leurs enfants en réduisant la mortalité de ces derniers<sup>37</sup>. Par ailleurs, l'éducation peut également influencer sur les préférences des femmes, en les induisant à demander très peu d'enfants dont la qualité est élevée<sup>38</sup>. Dans la présente recherche, trois niveaux d'études seront considérés : sans éducation, primaire, et secondaire et plus.

Exprimée également en années, l'éducation des conjoints/maris est analysée aussi comme une variable explicative de la fécondité. Il est intéressant d'examiner l'impact de ce facteur parallèlement aux effets de l'instruction des femmes. En fait, il est reconnu que les femmes instruites ont de plus en plus tendance à épouser des hommes instruits, ce qui favorise apparemment la discussion en matière de reproduction. En effet, même si l'éducation des femmes est un meilleur prédicteur de la fécondité que celle des conjoints/maris, le partage des idées en matière de santé de la reproduction joue clairement un rôle important dans le niveau de fécondité<sup>39</sup>. Comme pour les femmes, l'éducation de leurs conjoints/maris sera en prise en compte selon les trois niveaux indiqués précédemment.

Bien qu'il soit souvent vu comme un faible prédicteur de la demande d'enfants, le secteur d'activité économique des femmes est supposé influencer sur leurs comportements démographiques. 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<sup>40</sup>. En définitive, tout ceci nous amène à dire que la profession de la femme est un élément important dans ses choix reproductifs en matière de fécondité. De même, l'occupation des conjoints/maris joue un rôle non négligeable dans la détermination des comportements démographiques de leurs femmes. Dans la présente recherche, l'activité professionnelle des parents sera appréhendée suivant cinq secteurs : l'administration publique ou privée, l'artisanat, l'agriculture, le secteur informel (commerce, services), le chômage ou l'inactivité.

Il est reconnu que la composition du ménage peut jouer un rôle important dans l'explication de la fécondité. Elle 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.

S'agissant de la pauvreté non monétaire - variable d'intérêt -, il est important de rappeler que l'utilisation de l'un ou l'autre indicateur disponible peut conduire à des relations parfois assez différentes ou d'intensité variable<sup>41</sup>. En fait, en ce qui concerne la présente recherche, le choix des indicateurs de pauvreté non monétaire est dicté par les contraintes liées aux données disponibles. Ainsi, l'analyse portera-t-elle sur les trois approches qui ont été utilisées dans l'étude des déterminants de la mortalité des enfants<sup>42</sup> : (i) actifs essentiels ; (ii) stratification socio-économique du niveau de vie des ménages ; et (iii) fonctionnements ou capacités élémentaires<sup>43</sup>. Dans la première *approche dite traditionnelle*<sup>44</sup>, les ménages pauvres sont définis en fonction de leur degré de précarité en termes d'accès à un certain nombre d'actifs. Ces derniers concernent les *biens durables* - radio, poste de télévision, réfrigérateur, voiture, mobylette/motocyclette, bicyclette, cheval/mule - et les caractéristiques de leur habitat - *environnement sanitaire* : (i) mode d'approvisionnement en eau - robinet propre, robinet partagé, fontaine publique, forage, puits, rivière et autre ; (ii) type d'aisance - W.C., latrines privées, latrines communes, toilettes publiques, nature et autres lieux - *habitat proprement dit* : (i) accès à l'électricité ; et (iii) nature du sol (plancher) - mosaïque, ciment, terre

<sup>37</sup> En fait, si la demande d'enfants des mères est une demande pour la survie des enfants, une plus faible mortalité des enfants peut amener les mères à avoir très peu de grossesses. Dans cette optique, la variable « mortalité des enfants » deviendrait une variable endogène dans la détermination de la fécondité. Bien que cette perspective s'avère intéressante, elle ne sera pas explorée dans la présente étude. Voir Rosenzweig, Schultz [1983] ; Sah [1991] ; Benefo, Schultz [1994] ; Palloni, Rafalimanana [1999] ; Montgomery et al. [1999] ; Bollen et al. [2001].

<sup>38</sup> Comme précisé précédemment, le dilemme quantité/qualité des enfants (développé par Becker et Lewis) n'est pas examiné ici. Voir Benefo, Schultz [1994] ; Lachaud [1996].

<sup>39</sup> Joshi, David [1996].

<sup>40</sup> Fassassi [2001].

<sup>41</sup> Voir, entre autres, Bollen et al. [2001] ; Schoumaker, Tabutin [1999].

<sup>42</sup> Pour une présentation complète de ces trois approches, voir Beaulière [2003].

<sup>43</sup> Il s'agit d'une méthode d'opérationnalisation de l'approche de la pauvreté en termes de *capacités* proposée par Sen [1985, 1992, 1999].

<sup>44</sup> Voir Bolvinik [1996].

battue, planche et autres matériaux. Pour un niveau de précarité codé 0, sont considérés comme précaires<sup>45</sup> : (i) les ménages dont l'accès aux biens durables ne sont pas assurés ; (ii) les ménages s'approvisionnant 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 eau achetée à des vendeurs d'eau ; (iii) les ménages utilisant les latrines plein air/sommaires – *personnelles, collectives*, ceux n'utilisant *pas de toilettes* ou qui vont *dans la nature* ; (iv) les ménages habitant dans une maison dont le plancher ou (le sol) est naturel - *terre battue, sable ou pierres, ou planches* ; (v) les ménages n'ayant pas accès à l'électricité ; (vi) les ménages vivant dans un foyer dont le nombre de personnes par pièces est supérieur à 3. Ainsi, on obtient pour chaque actif des indicateurs de précarité. Chacun est noté 0 si le ménage n'y a pas accès, ou 1 sinon. C'est donc un système binaire. A partir de là, le critère de pauvreté peut être le suivant : est considéré comme pauvre tout ménage dont la somme des notes des différents indicateurs est égale à 0 ; est non pauvre le ménage pour lequel cette somme est supérieure ou égale à 1. Concernant l'effet attendu de ces indicateurs d'actifs sur la fécondité, la théorie économique ne fournit aucune prédiction particulière. La *deuxième approche* de la pauvreté est dite *restreinte*. Elle consiste en la mise en œuvre d'une Analyse en composantes principales (ACP)<sup>46</sup> catégorielles qui permet d'obtenir une distribution de scores d'actifs appelée « indice de richesse – indice d'actifs – ou indice du niveau de vie », lequel sera utilisé pour identifier les pauvres et les autres<sup>47</sup>. On obtient ainsi une stratification socio-économique du niveau de vie des ménages en trois groupes : non pauvres, intermédiaires et pauvres. L'approche de la pauvreté en termes d'actifs est intéressante dans le sens qu'elle nous permet d'aborder la problématique de la pauvreté en partie sous un angle multidimensionnel en tenant compte des conditions de vie des ménages. Par ailleurs, elle est utile dans la mesure où elle fournira à la troisième approche de la pauvreté – celle axée sur les *capabilités (fonctionnements)* - les moyens de son opérationnalisation. En effet, celle-ci consiste à combiner un ensemble d'actifs essentiels pour exprimer un indicateur de pauvreté multidimensionnel additif et décomposable en sous-groupes (Chakravarty et al. [1997]). Pour présenter cette nouvelle méthode, nous gardons les critères de précarité (i) à (v) et les trois groupes d'actifs : les biens durables, l'habitat et l'environnement sanitaire. Pour chacun des groupes, les notes de précarité associées à chaque actif sont additionnées. Elles vont, respectivement, pour les biens durables, l'habitat<sup>48</sup>, l'environnement sanitaire de 0 à 7, 0 à 3 et 0 à 2, la note 0 correspondant à une totale précarité et les notes maximales (7,3 ou 2) à une absence de précarité. Dans ces conditions, le critère de pauvreté consiste à déclarer qu'est pauvre tout ménage ayant un handicap. Cela revient à fixer une ligne de pauvreté  $z = 1$  pour chacun de ces trois ensembles. Dans cette optique, les fonctionnements qui en découlent sont exprimés en termes d'écarts ou de déficits par rapport au niveau de subsistance respectif – 1.<sup>49</sup>

En ce qui concerne la région de résidence du ménage, son impact sur la fécondité s'avère important. En effet, généralement, l'Aire Métropolitaine est associée à un coût plus élevé d'entretien des enfants, ce qui induit une baisse de la demande en quantité de ces derniers. Autrement dit, la fécondité est considérée comme étant plus élevée dans le Rural et les Autres Villes que dans l'Aire Métropolitaine.

Certaines variables représentant les coûts sociaux de la planification familiale<sup>50</sup> sont susceptibles d'avoir un impact sur la fécondité. Il s'agit des facteurs psychosociologiques suivants : (i) la perception par la femme de l'attitude du conjoint/mari par rapport à l'usage de la planification familiale ; et (ii) la discussion de la planification familiale avec le conjoint/mari. Comme on peut le

<sup>45</sup> Y compris la catégorie « autre ».

<sup>46</sup> La première composante explique 32.48 pour cent de la variance, contre 10.75 pour cent seulement pour la seconde dimension. Sur la base de ces résultats - qui sont plutôt satisfaisants pour ce type d'analyse -, on procédera à la stratification socio-économique suivante : 32,9 pour cent (non pauvres) ; 41,6 pour cent (intermédiaires) ; 25,4 pour cent (pauvres) (données pondérées). En réalité, les deux dernières strates représentent des pauvres et extrêmement pauvres, ce qui nous donne un total de 67.1 pour cent de pauvres conforme à certaines estimations comme celle de la Banque mondiale [1998]. Il est à noter que cette stratification suppose qu'environ 80% des pauvres se trouvent en zone rurale, ce qui rejoint là aussi les résultats de la Banque mondiale et ceux de l'Institut haïtien de statistique et d'informatique (IHSI) [2000].

<sup>47</sup> Pour en savoir plus, voir Montgomery et al. [1997, 1999].

<sup>48</sup> Ici l'habitat comprend également le nombre de personnes par pièces inférieur à 3.

<sup>49</sup> Pour plus de détails, voir Lachaud [2001] et Beaulière [2003].

<sup>50</sup> Anoh [2001].

comprendre, ces facteurs traduisent en quelque sorte le processus de décision d'une grossesse dans le ménage.

Une fois définies les variables du modèle, il nous reste à expliciter les techniques d'estimation de ce dernier.

### 3. Les techniques d'estimation

Du fait de la spécificité de la variable dépendante reflétant les décisions en matière de fécondité des femmes, les méthodes d'estimation des déterminants du nombre d'enfants déjà nés porteront, respectivement, sur les équations réduites [6] et [7]. Ces dernières sont estimées à partir de 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 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, la technique d'estimation la plus appropriée est en principe le modèle standard de Poisson<sup>51</sup>. En effet, la variable dépendante prend des valeurs entières strictement positives. A partir de ces remarques, et sur la base des équations réduites ci-dessus, les formes fonctionnelles de la spécification MCO s'écrivent<sup>52</sup> :

$$F = \alpha'AC_m + \varepsilon \quad : \varepsilon \sim N(0, \sigma^2I) \quad [8]$$

$$F = \beta'X_i + \eta'X_{se} + \lambda X_{ps} + \varepsilon \quad : \varepsilon \sim N(0, \sigma^2I) \quad [9]$$

et celles du modèle de Poisson :

$$P = \alpha'AC_m \quad [10]$$

$$P = \beta'X_i + \eta'X_{se} + \lambda X_{ps} \quad [11]$$

<sup>51</sup> Certains auteurs utilisent aussi le modèle Tobit. Comme le suggèrent Ainsworth [1989] et Ainsworth et al. [1995], étant donné qu'on est face à un processus de comptage, et que la moyenne (4,6) et la variance (5) de la variable dépendante sont sensiblement égales, le recours au modèle de Poisson devient envisageable. Cependant, la principale propriété du modèle standard de Poisson, à savoir la condition d'égalité entre la moyenne et la variance de la variable à expliquer, n'étant pas tout à fait vérifiée dans la présente recherche, on pourrait par conséquent avoir recours au modèle de régression binomial négatif (MRBN) (Greene [1997] ; Cameron, Trivedi [1990]). En fait, l'utilisation du MRBN s'expliquerait aussi par le fait que le modèle standard de Poisson ne prend pas en compte l'effet de l'hétérogénéité non observée, ce qui peut conduire à un phénomène de « surdispersion ». Toutefois, dans la mesure où les résultats que nous avons obtenus à partir de ce modèle sont quasiment les mêmes que ceux fournis par le modèle standard de Poisson, nous avons abandonné la piste du MRBN.

<sup>52</sup> En fait, dans la mesure où l'on régresse le nombre d'enfants sur l'âge des femmes, et que l'on suppose que sa variance augmente sensiblement avec ce dernier, certains auteurs suggèrent de prendre en compte les problèmes d'hétéroscédasticité qui pourraient se poser au niveau de l'estimation (voir Tabutin [2000]). En effet, comme cela apparaît dans les statistiques descriptives, les femmes âgées ont eu davantage d'enfants. Par conséquent, il serait nécessaire, en principe, de pondérer par la racine carrée du nombre d'enfants déjà nés. En réalité, comme le proposent Ainsworth et al. [1995], pour résoudre 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. Cette solution est intéressante, certes, mais elle n'est pas suivie dans la présente recherche. Néanmoins, c'est une piste à explorer dans de prochaines études.

où :  $F$  est le nombre d'enfants nés-vivants par femme ;  $P$  est le log du paramètre  $\mu$  de la distribution de Poisson<sup>53</sup> ;  $X_{is}$ ,  $X_{se}$ , et  $X_{ps}$  sont, respectivement, les variables intermédiaires, les variables socio-économiques – particulièrement la variable d'intérêt –, et les facteurs psychosociologiques ;  $\varepsilon$  représente le terme aléatoire et  $I$  la matrice identité.

Conformément à l'objectif de la présente étude, et compte tenu de la nature de la variable à expliquer, l'analyse des déterminants de la fécondité des femmes sera conduite comme dans le cas des déterminants de la mortalité des enfants. Plus précisément, dans un premier temps, nous examinerons l'effet de la pauvreté non monétaire sur la parité. Dans cette perspective, nous mettrons l'accent sur deux points essentiels : (i) la significativité des différents indicateurs de pauvreté non monétaire considérés ; et (ii) la comparaison, si possible, de l'ampleur de leur effet. Dans un deuxième temps, après avoir ajouté les variables de contrôle intermédiaires, socio-économiques et psychosociologiques, nous analyserons le comportement du pouvoir explicatif des divers indicateurs de pauvreté et l'évolution de leur impact. Dans un troisième temps, nous examinerons les résultats d'estimation en fonction de l'ensemble des déterminants de la fécondité en accordant une attention particulière à l'effet de la pauvreté.

## 4. Résultats

Les résultats de l'analyse empirique porteront successivement sur les statistiques descriptives et les estimations économétriques.

### 1. Statistiques descriptives

L'étude des statistiques descriptives sera présentée en deux temps. Dans un premier temps, nous analyserons sur un plan général, les caractéristiques de la fécondité des femmes de 15 à 49 ans ayant eu des naissances vivantes au cours des cinq dernières années précédant l'enquête. Dans un second temps, nous tiendrons compte de leur situation matrimoniale.

#### A. Les caractéristiques générales de la fécondité

Les résultats des statistiques descriptives portant sur les caractéristiques générales du niveau de fécondité des femmes sont exposés en annexes au tableau A1. Mesurée par le nombre moyen d'enfants nés vivants, la fécondité globale du moment s'établit à 4,6 enfants par femme, soit un nombre légèrement inférieur au niveau national fixé à 4,8 enfants<sup>54</sup>. Cependant, comme en témoignent les données du tableau A1, la fécondité varie selon les caractéristiques sociales, démographiques et économiques des femmes.

S'agissant de l'éducation des femmes, sans trop grande surprise, on observe que la fécondité de ces dernières diminue progressivement avec l'accroissement de leur niveau d'études. En effet, les femmes n'ayant pas fréquenté l'école ont eu 5,2 enfants, alors que la fécondité est, respectivement, de 4,2 et 2,8 enfants pour celles ayant atteint les niveaux primaire, et secondaire et plus. On notera que, chez les femmes, même la parité associée au niveau d'éducation primaire est inférieure à la parité globale, ce qui n'est pas le cas pour leurs conjoints/maris.

En effet, la parité des femmes dont les conjoints/maris ont acquis le niveau d'instruction primaire, est exactement égale à la parité nationale, soit 4,8 enfants. Par ailleurs, pour les femmes dont les conjoints/maris n'ont pas été scolarisés, la fécondité est de 5,0 enfants, tandis qu'elle s'établit à 3,1 enfants pour celles dont les conjoints/maris ont entrepris des études secondaires et plus. Il n'est pas inutile de noter que, globalement, la fécondité relative à l'éducation des femmes est légèrement moins importante que celle inhérente à l'éducation de leurs conjoints/maris. Preuve s'il en était besoin

<sup>53</sup> La probabilité de la distribution de Poisson que le nombre d'enfants déjà nés par femme,  $F$ , soit égal à un entier  $r$  positif est :  $\text{Prob}[F_i = r] = \exp(-\mu) \mu^r / r!$ , avec  $E(F) = \text{var}(F) = \mu$ .

<sup>54</sup> Cayemittes et al. [1995].

qu'un ménage où les femmes sont majoritairement instruites, a moins de chance de connaître des problèmes de surpopulation.

Pour ce qui concerne l'âge des femmes au moment de l'enquête, des différentiels de fécondité importants s'observent en fonction de cette caractéristique socio-démographique. En effet, comme on le voit au tableau A1, le nombre d'enfants déjà nés est d'autant plus élevé que la femme est âgée. Alors que les niveaux de fécondité associés aux jeunes femmes de 15-24 ans (2,5 enfants), 25-29 ans (3,3 enfants) et 30-34 ans (4,0 enfants) se situent en dessous du niveau global (4,6 enfants), ceux concernant les plus âgées 35-39 ans (5,1 enfants), 40-44 ans (5,7 enfants) et 45-49 ans (5,8 enfants) le dépassent largement. Ainsi, à partir de cette représentation de la fécondité des femmes en fonction de leur âge, on peut distinguer deux groupes : un premier formé des femmes de la classe d'âge 15-34 ans – *femmes à fécondité modérée*, et un deuxième constitué de femmes en fin de vie féconde – 35-45 ans – *femmes en pleine vie féconde*.

Quant à l'activité professionnelle des femmes, comme on pouvait s'y attendre, la parité la plus faible (2,8 enfants) est enregistrée chez celles travaillant dans le secteur moderne – cadres supérieurs, administration publique ou privée. Vient ensuite celle des artisans ouvriers, soit un nombre d'enfants déjà nés égal à 4,3. Contre toute attente, on voit que parmi les trois autres catégories professionnelles – agricultrices, commerçantes (travaillant dans les services ou le secteur informel) et chômeuses/inactives – ce sont ces dernières qui affichent la fécondité la plus faible. En effet, si les chômeuses/inactives ont un niveau de fécondité égale à 4,4 enfants, les agricultrices et les femmes travaillant dans le commerce, les services ou le secteur informel enregistrent un niveau de fécondité égal, respectivement, à 5,5 et 4,6 enfants. Cette observation vaut globalement pour les conjoints/maris aussi à une nuance près.

En effet, comme chez les femmes, les conjoints/maris cadres supérieurs sont associés au niveau de fécondité le moins élevé, soit 3,3 enfants. Cependant, par rapport aux femmes, la différence tient au fait que les chômeurs/inactifs suivent immédiatement les cadres supérieurs avec un niveau de fécondité fixé seulement à 3,5 enfants. Pour le reste, la hiérarchie précédente est respectée avec : artisans ouvriers (5,3 enfants), commerçants (travaillant dans les services ou le secteur informel) (3,8) et agriculteurs (5,3 enfants).

Concernant la pauvreté non monétaire – stratification socio-économique, actifs essentiels et fonctionnements élémentaires –, la situation est très diverse. Alors que les résultats rassemblés au tableau A1 montrent que les femmes, dont les ménages ne sont pas pauvres, ont eu relativement peu d'enfants - 3,9 -, celles vivant dans les ménages classés intermédiaires ou pauvres ont une parité largement supérieure aux niveaux global et national, soit environ 5,0 enfants. Si l'on suit l'approche de la *Nouvelle Economie du Ménage (NEM)*, cette répartition de la fécondité en fonction du niveau de vie paraît logique. Toutefois, lorsque l'on considère une autre définition de la pauvreté, axée directement sur la disponibilité d'un certain nombre de biens et services fondamentaux dans les ménages, la réalité est plus complexe. En effet, si l'accès à un environnement sanitaire sain – lieux d'aisance et approvisionnement en eau potable -, est lié à une fécondité importante, ce n'est pas tout à fait le cas pour la possession de biens durables. Par exemple, de 5,2 enfants pour les lieux d'aisance et 5,3 enfants pour l'accès à l'eau potable, on passe à 2,6 et 3,0 enfants, respectivement, pour la possession d'une voiture et d'un réfrigérateur. Par ailleurs, il est intéressant de remarquer que, hormis le cas de la possession d'un cheval ou d'une mule pour laquelle le nombre d'enfants qu'a eu une femme au cours de sa vie reproductive est de 5,2, la fécondité relative aux différents autres biens durables est beaucoup moins élevée que le niveau global. Ainsi, la possession d'une télévision, d'un cyclomoteur ou d'une motocyclette, d'une radio et d'une bicyclette correspond, respectivement, à des parités de 3,3, 3,8, 4,1 et 4,2 enfants. De plus, on notera que le nombre de personnes par pièces ne dépassant pas trois et l'accès à l'électricité qui représentent des éléments constitutifs de l'habitat, sont associés à une parité inférieure à 4,0 enfants. D'autre part, l'accès à un sol convenable est associé à un niveau de fécondité de 4,0 enfants. Enfin, comparativement au niveau global, la parité se rapportant aux fonctionnements axés sur l'environnement sanitaire est assez élevée - 5,2 enfants -, tandis que celles centrées sur les fonctionnements inhérents à l'habitat et aux biens durables sont plus faibles - 4,2 et 4,3 enfants. En définitive, une approche directe de la pauvreté non monétaire portant sur l'accès aux biens et services de base, la stratification socio-économique et les fonctionnements fondamentaux associés, permet de voir l'hétérogénéité de la distribution de la fécondité en fonction du niveau et de la qualité de vie des

ménages. Bien évidemment, cette diversité s'observe également au niveau de la distribution spatiale de la fécondité.

En effet, selon les données du tableau A1, il existe des différentiels importants dans la répartition spatiale de la fécondité. L'écart entre la parité urbaine et la parité rurale est considérable : tandis qu'en zone rurale les femmes ont eu 5,1 enfants au cours de leur vie féconde, en zone urbaine ce chiffre tombe à 3,7 enfants, s'inscrivant ainsi nettement en dessous du niveau global. Cependant, si l'on tient compte de la stratification - Aire Métropolitaine, Autres Villes et Rural -, on constate que, d'une part, la fécondité est moins élevée dans l'Aire Métropolitaine (3,3 enfants) que dans les Autres Villes (4,3 enfants), et que, d'autre part, elle progresse de la ville à la campagne en passant ainsi de 5,1 enfants du Rural à 4,3 dans les Autres Villes et 3,3 dans l'Aire Métropolitaine.

Enfin, il est tout à fait intéressant d'observer les résultats relatifs à la fécondité en fonction de la situation matrimoniale des femmes. En effet, les données du tableau A1 confirment l'idée selon laquelle les femmes mariées ont globalement une parité (4,8 enfants) beaucoup plus importante que les célibataires (1,1 enfants) et les séparées, divorcées ou veuves (ou en union sans cohabitation) (3,7 enfants). De plus, il n'est pas inutile de rappeler que, dans la présente recherche, la plupart des femmes - 84 pour cent - sont mariées - environ 84 pour cent. D'ailleurs, dans la mesure où le statut conjugal des femmes joue un rôle clé dans le processus de procréation, il est d'usage de procéder à une étude des caractéristiques de la fécondité des femmes selon leur situation matrimoniale.

Ainsi, après avoir analysé les caractéristiques générales de la fécondité, nous allons tenter d'appréhender cette dernière selon le statut conjugal des femmes. Nous aurons alors deux sous échantillons : (i) celui des femmes mariées ; et (ii) celui des femmes non mariées. En fait, le groupe des femmes mariées comprend non seulement les femmes mariées proprement dites, mais aussi celles vivant en union avec cohabitation, tandis que celui des femmes non mariées se réfèrent aux femmes séparées, divorcées, veuves, vivant en union sans cohabitation ou célibataires.

#### B. Les caractéristiques de la fécondité selon la situation matrimoniale des femmes

Le tableau A2 présente les diverses caractéristiques de la fécondité des femmes selon leur situation matrimoniale, et permet d'avancer les commentaires suivants.

Premièrement, en ce qui concerne l'éducation des femmes, quelle que soit leur situation matrimoniale, on observe un recul de la fécondité par rapport à l'accroissement de leurs années d'études. En effet, si la femme vivant en union et sans instruction, a eu 5,3 enfants, celle ayant acquis au moins le niveau secondaire est associée à une parité de à 3,0 enfants environ. En revanche, au niveau primaire, une femme mariée a eu 4,3 enfants. On voit bien que, contrairement aux femmes mariées du niveau primaire ou du secondaire et plus, celles sans instruction ont eu un nombre d'enfants supérieur à 4,6 - parité globale. Cette observation vaut également pour l'éducation des conjoints/maris. Pour les femmes mariées, dès lors que leurs conjoints/maris possèdent au moins le niveau d'instruction secondaire, le nombre d'enfants déjà nés s'élève à 3,2, tandis que les femmes dont les conjoints/maris appartiennent aux catégories sans instruction et primaire ont une parité égale, respectivement, à 5,2 et 4,9 enfants. Enfin, même si cela n'apparaît pas très nettement, on peut quand même dire que, du côté des femmes mariées, l'éducation de leurs conjoints/maris est liée globalement à une parité légèrement plus élevée que celle inhérente à la leur. D'ailleurs, d'une certaine façon, cette assertion se vérifie aussi chez les femmes non mariées. Cependant, dans ce dernier cas de figure, la fécondité relative aux niveaux d'éducation des femmes et de leurs conjoints/maris paraît moins importante.

Deuxièmement, s'agissant de l'âge des femmes, comme on peut le voir au tableau A2, indépendamment de leur situation matrimoniale, plus la femme est âgée, plus la fécondité est élevée<sup>55</sup>. Par exemple, chez les femmes mariées, si la parité est de 2,6 enfants à moins de 24 ans, elle passe à environ 6,0 enfants à moins de 44 ans. De même, pour les femmes non mariées, alors que la fécondité atteint 2,2 enfants à moins de 24 ans, elle est donnée par 4,5 enfants à moins de 44 ans. On notera que la fécondité relative à l'âge des femmes est globalement moins importante pour celles qui ne sont pas mariées. Par ailleurs, pour ce qui concerne les jeunes de moins de 20 ans, il est possible que le

<sup>55</sup> Ce qui est logique dans une société qui ne contrôle pas beaucoup les naissances.

regroupement des femmes entre 15 et 29 ans cache une relative précocité de la fécondité. Autrement dit, ce nombre d'enfants assez faible attribué au groupe 15-29 ans - soit un peu plus de 2,0 enfants -, altère probablement la présence d'écarts importants en termes de nombre d'enfants nés au sein de ce groupe<sup>56</sup>.

Troisièmement, comme le montre le tableau A2, les résultats de la relation entre l'activité professionnelle des femmes mariées et la fécondité sont très peu différents de ce qu'on a vu pour l'ensemble des femmes. En effet, tout comme précédemment, les femmes mariées ayant eu, respectivement, le moins et le plus d'enfants sont les cadres supérieurs (3,0 enfants) et les agricultrices (5,7 enfants). Par ailleurs, les femmes mariées travaillant dans l'artisanat, le secteur informel (le commerce, les services) et les chômeuses (ou les inactives) ont eu, respectivement, 4,5, 4,8 et 4,6 enfants. En revanche, bien que la hiérarchie précédente reste la même, les niveaux de fécondité des femmes non mariées se référant à leur activité économique sont inférieurs aux niveaux vus plus haut. Par exemple, si celles exerçant leur activité professionnelle dans le secteur moderne ont eu 2,0 enfants, la parité relative à celles travaillant dans l'artisanat est de 2,5 enfants.

Quatrièmement, la répartition de la fécondité des femmes selon leur situation matrimoniale permet de mettre en évidence des résultats très intéressants concernant l'activité professionnelle de leurs conjoints/maris. Tout d'abord, hormis les cadres supérieurs, globalement la parité relative à l'occupation des conjoints/maris est moins élevée que celle se rapportant à l'occupation de leurs femmes. Ainsi, pour les femmes mariées, les conjoints/maris cadres supérieurs sont associés à une parité de 3,3 enfants, contre 3,0 enfants pour les femmes de même statut professionnel ; pour les femmes non mariées, la configuration est la suivante : si par rapport aux conjoints/maris cadres supérieurs la fécondité du moment est de 3,3 enfants, pour les femmes cadres supérieurs, elle est de 1,9 enfants. Ensuite, comme on peut le constater, alors que, de toutes les catégories professionnelles, les femmes cadres supérieurs sont toujours associées à la parité la plus faible, quelle que soit leur situation matrimoniale, cette logique est respectée seulement pour les conjoints/maris de l'échantillon des femmes mariées. En effet, dans ce cas, on voit bien que la fécondité la moins importante (2,6 enfants) est du fait des conjoints/maris chômeurs ou inactifs. Enfin, au niveau de l'agriculture, c'est le statu quo, quel que soit l'état marital des femmes, les conjoints/maris agriculteurs étant associés à la fécondité la plus forte (5,4 enfants - femmes mariées ; 4,5 enfants - femmes non mariées).

Cinquièmement, la répartition de la fécondité des femmes selon leur statut conjugal et en fonction du niveau et de la qualité de vie, présente quelques caractéristiques intéressantes et mérite que l'on s'y arrête. En premier lieu, par rapport à la stratification socio-économique, si la fécondité des femmes non mariées est légèrement inférieure à celle qui prévaut sur le plan global, la parité des femmes mariées est relativement plus importante - hormis celle des non pauvres. En effet, chez ces dernières, la distribution de la fécondité en fonction de la stratification socio-économique est la suivante : (i) non pauvres (4,1 enfants) ; (ii) intermédiaires (5,1 enfants) ; et (iii) pauvres (5,0 enfants). En revanche, pour les femmes non mariées, les non pauvres ont eu 3,0 enfants, les intermédiaires 4,0 enfants et les pauvres 4,4 enfants. Comme on peut le noter, alors que du côté des femmes mariées, la répartition de la fécondité en fonction de la stratification socio-économique forme un U renversé - elle augmente puis diminue des non pauvres aux pauvres -, chez les femmes non mariées, elle est simplement croissante. En deuxième lieu, selon les données du tableau A2, concernant la distribution de la fécondité des femmes selon leur statut marital et en fonction de l'accès ou non à certains biens et services de base, il existe, comme précédemment, des différences notables entre la fécondité des femmes non mariées et celle des femmes mariées. D'autre part, à bien des égards, la répartition de ces deux composantes de la fécondité présente des caractéristiques communes à celles qui prévalent pour la distribution de la fécondité de l'ensemble des femmes. Quelle que soit la situation matrimoniale de ces dernières, on constate que ce sont toujours celles dont les ménages ont accès à l'eau potable et à des conditions sanitaires adéquates, qui ont eu le plus d'enfants. En effet, on dénombre les parités suivantes : (i) femmes mariées : eau potable (5,4 enfants), conditions sanitaires (5,3 enfants) ; et (ii) femmes non mariées : eau potable (3,9 enfants), conditions sanitaires (4 enfants)<sup>57</sup>. En revanche, pour

<sup>56</sup> Ce phénomène a été mis en évidence dans le rapport Enquête Mortalité, Morbidité et Utilisation des Services (EMMUS II) à travers la répartition des femmes selon le nombre de naissances. En effet, suivant ce rapport, 11 pour cent des jeunes femmes de moins de 20 ans ont déjà donné naissance à au moins 1,0 enfant, et un quart des femmes de 25 ans ont déjà eu 2,0 enfants ou plus.

<sup>57</sup> Ce résultat peut paraître surprenant.



ce qui a trait à la possession de biens durables, contrairement à ce qui se passe chez les femmes mariées, pour les non mariées, celles appartenant aux ménages ayant un cyclomoteur ou une motocyclette ont la parité la moins élevée, soit 2,0 enfants, contre 4,0 enfants pour les femmes mariées de ce même groupe de ménages. Dans le même ordre d'idées, viennent ensuite les ménages possédant une voiture : 2,3 enfants – femmes non mariées, contre 2,7 enfants – femme mariées. Il peut être intéressant également de noter la différence entre la parité liée à la possession d'un cheval ou d'une mule dans les deux cas de figure qui nous préoccupent, la fécondité passant de 5,4 enfants pour la possession d'un cheval ou d'une mule chez les femmes mariées à seulement 3,8 enfants chez les autres. On peut signaler aussi que, quel que soit l'état marital des femmes, celles vivant dans les ménages possédant un réfrigérateur ou une télévision sont associées généralement à un niveau de parité relativement faible : réfrigérateur (3,0 enfants), télévision (3,4 enfants) - femmes mariées ; réfrigérateur (2,6 enfants), télévision (2,9 enfants) - femmes non mariées, ce qui n'est pas tout à fait le cas pour les femmes dont les ménages possèdent une radio. En troisième lieu, s'agissant des fonctionnements essentiels, la parité relative à l'environnement sanitaire dépasse de loin celle liée aux autres fonctionnements, que les femmes soient mariées ou non.

Sixièmement, la distribution de la fécondité des femmes, selon leur situation matrimoniale et en fonction de la région de résidence du ménage, conserve la configuration déjà observée sur le plan global. En clair, les urbains, et en particulier ceux de l'Aire métropolitaine, semblent avoir donné naissance à beaucoup plus d'enfants que les ruraux, quel que soit l'état matrimonial des femmes.

Nous venons d'explorer, ci-dessus, les différentes caractéristiques de la fécondité. Cette étude descriptive a permis de mettre en évidence les principales variables qui rendent compte séparément de la parité. En particulier, des niveaux de corrélation importants ont été observés entre la fécondité et la pauvreté non monétaire, cette dernière étant exprimée selon différents indicateurs. De ce fait, il devient intéressant de tenter une étude économétrique, d'une part, de la relation qui prévaut entre la pauvreté non monétaire – en termes d'actifs essentiels, de stratification socio-économique et de fonctionnements vitaux – et la fécondité, et, d'autre part, des déterminants de cette dernière en s'appuyant particulièrement sur l'effet net de la pauvreté non monétaire.

## 2. Estimations économétriques

Les estimations économétriques seront produites dans une double perspective. Tout d'abord, nous allons nous intéresser à la relation directe qui prédomine entre la pauvreté non monétaire et la fécondité. Ensuite, nous nous pencherons sur les déterminants de cette dernière en considérant la pauvreté comme variable d'intérêt.

### A. La relation directe entre la pauvreté non monétaire et la fécondité

Les résultats des estimations économétriques du lien entre la pauvreté non monétaire et la fécondité sont exposés aux tableaux 1, 2 et 3. Plus précisément, ces derniers indiquent les résultats des estimations économétriques de l'effet des indicateurs de pauvreté non monétaire sur le nombre d'enfants déjà nés des femmes ayant eu des naissances vivantes au cours des cinq années précédant l'enquête. A partir de là, les observations suivantes peuvent être suggérées.

D'une part, on constate que, sur le plan économétrique, le pouvoir explicatif des modèles économétriques pris en considération apparaît relativement homogène. En particulier, les différents tableaux mettent en lumière la concordance des résultats produits par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et le modèle standard de Poisson. Cependant, si les résultats fournis par les MCO et le Poisson sont quasiment identiques, le second modèle permet d'analyser les effets marginaux des variations des diverses variables explicatives sur la fécondité cumulée. De plus, contrairement aux résultats obtenus dans la relation directe « pauvreté-fécondité »- où les deux spécifications décrivent globalement les mêmes indicateurs de pauvreté influençant la fécondité -, dans l'étude des déterminants de la fécondité, la méthode de Poisson présente des résultats légèrement différents en termes de significativité de certains facteurs. Pour toutes ces raisons, les commentaires qui suivent sont fondés sur les résultats des deux modèles.

**Tableau 1 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations de la relation entre les besoins (actifs) essentiels et la fécondité – Haïti 1994/95.**

Paramètres	OLS <sup>1</sup>		Poisson <sup>1</sup>		Ef.mg. <sup>3</sup>
	$\beta$	t <sup>2</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	
<b>Constante</b>	4,843	37,253*	1,576	62,034*	7,255*
<b>Besoins (actifs) essentiels<sup>4</sup></b>					
Sol	-0,355	-2,809*	-0,073	-2,948*	-0,337*
Aisance	0,151	1,214	0,030	1,233	0,137
Eau	0,384	3,299*	0,076	3,415*	0,352*
Electricité	-0,774	-4,811*	-0,185	-5,464*	-0,851*
Radio	0,045	0,374	0,010	0,403	0,045
Télévision	-0,234	-1,249	-0,065	-1,552	-0,298
Réfrigérateur	-0,411	-1,811**	-0,127	-2,356*	-0,583*
Bicyclette	0,015	0,093	0,005	0,154	0,024
Motocyclette	0,012	0,026	0,010	0,099	0,045
Voiture	-0,627	-2,103*	-0,212	-2,777*	-0,976*
Cheval/mule	0,301	2,303*	0,059	2,405*	0,274*
Log vraisemblance		-		-5561,654	
$\chi^2$ (sig)		-		354,984 (0,000)	
R <sup>2</sup> ajusté		0,105		-	
F(sig)		27,727 (0,000)		-	
N		2504		2504	

(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  $\beta$  et l'erreur type ; (3) Effets marginaux : dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne des caractéristiques ; (4) Le niveau de vie des ménages est exprimé en termes de besoins essentiels (actifs) : non précaire = 1.

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

Source : A partir des bases de données de l'EDS d'Haïti 1994-1995.

D'autre part, comme on pouvait s'y attendre, la significativité des indicateurs de pauvreté non monétaire s'apprécie diversement. En effet, comme il a été mentionné plus haut, le lien entre la pauvreté et la fécondité peut différer d'un indicateur à l'autre. Premièrement, au niveau de la possession d'actifs par les ménages auxquels appartiennent les femmes, si l'accès à un plancher correct et à l'électricité, la possession d'un réfrigérateur et d'une voiture, ont tous un effet négatif sur la demande d'enfants, l'accès à l'eau potable et la possession d'un cheval ou d'une mule affectent positivement la fécondité (tableau 1)<sup>58</sup>. Ainsi, selon le modèle MCO, l'accès du ménage auquel appartient la femme à un sol convenable réduit le nombre d'enfants déjà nés de 0,355, toutes choses égales par ailleurs. En revanche, on constate que, ceteris paribus, la possession d'un cheval ou d'une mule par le ménage de la femme accroît la fécondité de 0,301 enfants. Par ailleurs, le modèle de Poisson montre que l'effet marginal associé à l'approvisionnement en eau potable est positif et égal à 0,352, toutes choses égales par ailleurs. D'un autre côté, concernant la possession de voiture, le modèle de Poisson indique que la fécondité y est inversement reliée. Dans ces conditions, l'effet marginal montre que, ceteris paribus, la possession par le ménage dont fait partie la femme d'une voiture supplémentaire diminue la fécondité de 0,976 points.

Deuxièmement, s'agissant de l'impact de la pauvreté traduite par la stratification socio-économique, on peut dire que les résultats du tableau 2 corroborent les statistiques descriptives et sont conformes à nos attentes. Les deux techniques d'estimation exhibent une significativité pour les ménages intermédiaires et les ménages pauvres à 1 pour cent. Par ailleurs, ces deux facteurs ont une influence positive sur la demande d'enfants. C'est ainsi que, dans la spécification MCO, le fait pour une femme d'appartenir à la strate des ménages intermédiaires plutôt qu'à celle des non pauvres accroît la fécondité de 1,089 enfants, toutes choses égales par ailleurs. De même, l'appartenance d'une femme au groupe de ménages pauvres s'accompagne, ceteris paribus, d'une augmentation du nombre d'enfants déjà nés de 1,013. Il est tout aussi intéressant d'analyser les résultats fournis par la procédure de Poisson, les effets marginaux de ces deux groupes socio-économiques sur la fécondité étant positifs et significatifs. De fait, on constate que le fait pour une femme de faire partie des ménages

<sup>58</sup> Il est important de noter qu'il pourrait exister ici un problème de multicollinéarité. Néanmoins, globalement, cela ne semble pas altérer fortement les résultats. Pour plus de détails, voir Montgomery et al. [1997] ; Bollen et al. [2001, 2002].

**Tableau 2 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations de la relation entre la stratification socio-économique et la fécondité – Haïti 1994/95.**

Paramètres	OLS <sup>1</sup>		Poisson <sup>1</sup>		Ef.mg. <sup>3</sup>
	$\beta$	t <sup>2</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	
<b>Constante</b>	3,891	45,564*	1,358	76,508*	2,252*
<b>Stratification socio-économique<sup>4</sup></b>					
Intermédiaires	1,089	9,529*	0,247	10,925*	1,135*
Pauvres	1,013	7,827*	0,231	9,148*	1,064*
Log vraisemblance				-5688,398	
$\chi^2$ (sig)				101,496 (0,000)	
R <sup>2</sup> ajusté		0,039		-	
F(sig)		51,861 (0,000)		-	
N		2504		2504	

(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  $\beta$  et l'erreur type ; (3) Effets marginaux : dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne des caractéristiques ; (4) Le niveau de vie des ménages exprimé en termes d'actifs est stratifié en trois groupes socio-économiques : base = non pauvres.

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 1994-1995.

**Tableau 3 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations de la relation entre les fonctionnements essentiels et la fécondité – Haïti 1994/95.**

Paramètres	OLS <sup>1</sup>		Poisson <sup>1</sup>		Ef.mg. <sup>3</sup>
	$\beta$	t <sup>2</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	
<b>Constante</b>	5,030	36,060*	1,586	58,286*	7,297*
<b>Fonctionnements vitaux<sup>4</sup></b>					
Habitat	-1,180	-10,173*	-0,234	-10,707*	-1,079*
Environnement sanitaire	0,823	7,643*	0,186	8,507*	0,858*
Biens durables	-0,038	-0,372	-0,009	-0,459	-0,043
Log vraisemblance				-5590,128	
$\chi^2$ (sig)				298,035 (0,000)	
R <sup>2</sup> ajusté		0,100		-	
F (sig)		93,681 (0,000)		-	
N		2504		2504	

(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  $\beta$  et l'erreur type ; (3) Effets marginaux : dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne des caractéristiques ; (4) Le niveau de vie (ou la qualité de vie) des ménages exprimé en termes de déficits (écarts) de fonctionnements essentiels : écart total = 1.

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

Source : A partir des bases de données de l'EDS d'Haïti 1994-1995.

intermédiaires et pauvres implique un accroissement de la fécondité, respectivement, de 1,135 et 1,064 enfants, toutes choses égales par ailleurs.

Troisièmement, pour ce qui est de l'impact des fonctionnements essentiels sur la fécondité, on observe une certaine cohérence dans les résultats par rapport à ceux qui prévalent pour les actifs. En effet, les données du tableau 3 révèlent que les écarts en termes d'accès à un habitat adéquat influent négativement sur la fécondité. Ainsi, si les résultats des MCO indiquent que les inégalités inhérentes à l'accès à un habitat décent réduisent la parité de 1,180 enfants, les résultats du modèle de Poisson permettent de constater que l'effet marginal associé à ces inégalités est négatif et égal à 1,079, toutes choses égales par ailleurs. En revanche, quelle que soit la spécification économétrique utilisée, les déficits en termes d'accès à un environnement sanitaire salubre ont un impact positif sur la demande d'enfants. En effet, comme on peut le voir dans le modèle de Poisson, les écarts relatifs à l'accès à un

environnement sanitaire salubre entraîne une augmentation du nombre d'enfants demandés par femme de 0,858, *ceteris paribus*.

Nous venons d'examiner l'effet direct des indicateurs de pauvreté non monétaire sur la fécondité. Or, comme on l'a souligné précédemment, dans l'étude des facteurs de la fécondité, il existe souvent une interaction entre ces indicateurs de pauvreté et d'autres variables importantes comme l'éducation des femmes. Par conséquent, afin d'étudier les effets nets de la pauvreté non monétaire sur le nombre d'enfants déjà nés, il devient nécessaire de procéder à une étude des déterminants de la fécondité avec la pauvreté non monétaire comme variable d'intérêt.

## B. Les déterminants de la fécondité et pauvreté non monétaire

Pour réaliser l'étude des déterminants de la fécondité en relation avec la pauvreté non monétaire, il convient d'introduire des variables de contrôle dans les estimations MCO et de Poisson. Les données de ces estimations sont affichées aux tableaux A3, A4 et A5 et permettent de constater les éléments suivants<sup>59</sup>.

En premier lieu, on observe que l'introduction des variables de contrôle dans les estimations MCO et de Poisson change sensiblement les résultats vus ci-dessus. D'une part, il n'y a plus que deux actifs essentiels qui présentent un coefficient significatif. Il s'agit de l'accès à des conditions d'aisance décentes et la possession d'un réfrigérateur. Si, dans le premier cas, l'influence sur la demande d'enfants est positive, dans le second, elle est négative. En effet, le modèle MCO suggère que le fait pour une femme d'appartenir à un ménage ayant accès à des conditions d'aisance convenables accroît la fécondité de 0,252 enfants, toutes choses égales par ailleurs. En revanche, dans le modèle de Poisson, l'effet marginal associé à la possession d'un réfrigérateur est négatif et égal à -0,457, *ceteris paribus*. Si l'on compare ces résultats à ceux obtenus dans la relation directe entre les besoins essentiels et la fécondité, on voit que, d'un côté, la variable représentant l'accès à des conditions d'aisance non précaires n'était pas significative, et que, de l'autre côté, l'ampleur du coefficient lié à la possession d'un réfrigérateur diminue (en valeur absolue), passant, respectivement, de -0,411 à -0,377 (méthode MCO), de l'autre côté. De même, selon les spécifications de Poisson, en termes de comparaison, les effets marginaux sont, respectivement, de -0,583 (avant l'introduction des variables de contrôle) et de -0,457 (après l'introduction des variables de contrôle). D'autre part, quant à la stratification socio-économique, alors que les deux dernières strates du niveau de vie - intermédiaires et pauvres - gardent leur significativité dans les deux options économétriques - MCO et Poisson -, et que le signe de leur impact reste le même, l'ampleur de ce dernier diminue considérablement. C'est ainsi que, selon l'option MCO, l'appartenance d'une femme au groupe des ménages intermédiaires accroît la fécondité de 0,374 enfants, contre 1,089 enfants précédemment. De même, le modèle de Poisson montre que, toutes choses égales par ailleurs, l'effet marginal associé à la femme appartenant aux ménages intermédiaires est toujours positif mais passe à 0,365, contre 1,135 dans la relation directe « pauvreté-fécondité ». Les mêmes observations valent également pour les femmes qui font partie des ménages pauvres. Enfin, en ce qui a trait aux fonctionnements de base, s'il existe encore une association significative entre certains fonctionnements comme ceux inhérents à l'habitat et la fécondité, on constate que les résultats varient d'une option économétrique à l'autre. En effet, tandis que la technique MCO exhibe une significativité pour les deux fonctionnements liés à l'habitat et à l'environnement sanitaire, la procédure de Poisson indique que seuls les premiers ont gardé une influence significative. Cependant, malgré cette légère divergence en termes de significativité, l'effet de ces indicateurs ne change pas d'une étude à l'autre. Ainsi, si l'on prend en compte les fonctionnements associés à l'habitat, le modèle de Poisson révèle que l'effet marginal associé aux inégalités en termes d'accès à un habitat convenable est négatif et égal à -0,762, toutes choses égales par ailleurs. Néanmoins, on notera que l'ampleur de cet effet s'est réduit (en valeur absolue) par rapport au cas précédent, passant de -1,079 à -0,762.

En deuxième lieu, l'étude des autres facteurs explicatifs de la fécondité permet sans aucun doute d'enrichir l'analyse. En particulier, le contrôle par l'âge des mères confirme l'hypothèse usuelle que ce dernier influe positivement sur le nombre d'enfants déjà nés pendant les années précédant l'enquête.

<sup>59</sup> Comme précédemment, les commentaires qui suivent portent sur les deux modèles d'estimation.

Autrement dit, plus une mère est âgée, plus elle risque d'avoir d'enfants par rapport aux plus jeunes, ce qui est somme toute assez logique. D'ailleurs, on peut remarquer que les résultats des tableaux A3, A4 et A5 montrent bien une association positive et significative entre l'âge des femmes et la fécondité. D'autre part, si la variable d'intérêt est donnée par la stratification socio-économique, les effets marginaux liés aux mêmes classes d'âge précédentes sont positifs et égaux, respectivement, à 0,938, 1,818 et 2,832 points, toutes choses égales par ailleurs. En définitive, ces données illustrent les résultats déjà obtenus dans l'analyse descriptive reflétant les relations entre l'âge des mères et la fécondité, ce qui prouve bien que, dans la présente étude, l'âge des femmes - exprimé sous formes de classes - constitue un facteur incontournable de la fécondité. Par conséquent, il importe d'intégrer cette dimension dans toutes les politiques démographiques visant à réguler la fécondité des femmes. Cependant, comme on le sait, cette maîtrise de la procréation nécessite de tenir compte d'autres facteurs aussi importants que l'âge des mères, comme l'éducation des femmes.

En troisième lieu, pour ce qui a trait à l'éducation des mères, il est intéressant d'observer qu'elle n'a pas d'influence sur la fécondité des femmes, lorsque la pauvreté est définie en termes d'actifs essentiels. A cet égard, il importe de rappeler parallèlement l'association significative qui existe entre les conditions d'aisance et la fécondité<sup>60</sup>. Par ailleurs, comme on peut le voir, dès lors que la variable d'intérêt porte, d'une part, sur la stratification socio-économique et, d'autre part, sur les fonctionnements vitaux, les coefficients et les effets marginaux relatifs à l'éducation des femmes présentent une significativité seulement pour le niveau secondaire. De plus, cette variable est inversement reliée à la fécondité cumulée. Ainsi, lorsque la pauvreté est exprimée en termes de stratification socio-économique, selon le modèle de Poisson, l'effet marginal relatif à une année supplémentaire d'éducation secondaire des femmes est négatif et égal à -0,146, toutes choses égales par ailleurs, pendant qu'il est fixé à -0,164 avec la spécification prenant en compte les fonctionnements essentiels. On notera que la technique MCO exhibe également une association significative entre le niveau d'éducation secondaire des femmes et le nombre d'enfants déjà nés ; dans ce cas, un accroissement d'une année d'instruction secondaire de la femme fait baisser la fécondité de 0,097 enfants, ceteris paribus. Comme dans l'étude des déterminants de la mortalité des enfants, l'éducation des conjoints/maris se révèle un facteur de la fécondité. Selon les résultats des tableaux A3, A4 et A5, ce facteur est inversement relié à la fécondité. Cependant, suivant l'indice de pauvreté et l'option économétrique retenus, la significativité de l'éducation des conjoints/maris diffère. Par exemple, le modèle de Poisson indique une association significative entre le niveau d'instruction secondaire et la fécondité quelle que soit l'expression de la pauvreté non monétaire. Ainsi, lorsque cette dernière est donnée par les actifs essentiels, l'effet marginal d'une variation d'une année supplémentaire d'éducation secondaire des conjoints/maris est négatif et égal à -0,068 (tableau A3), ceteris paribus. En revanche, concernant l'éducation primaire, dès lors que la pauvreté non monétaire est décrite sous forme de stratification socio-économique, on constate que, selon le modèle MCO, l'augmentation d'une année d'instruction primaire des conjoints/maris s'accompagne d'une diminution de la fécondité de 0,048 enfants, toutes choses égales par ailleurs (tableau A4). A ce stade, bien que ce ne soit pas l'objectif de cette étude, il est toujours utile de comparer l'effet de l'éducation des conjoints/maris sur la fécondité à celui de leurs femmes. Pour cela, nous allons choisir un exemple qui présente un lien significatif entre le niveau d'instruction des deux groupes d'individus et le nombre d'enfants déjà nés. C'est le cas du modèle de Poisson qui permet de vérifier la significativité des effets marginaux inhérents au niveau d'éducation secondaire des femmes et de leurs compagnons (tableau A5). Comme on peut l'observer, l'ampleur des effets marginaux liés au niveau d'éducation secondaire des femmes - -0,164 - est plus importante en valeur absolue que celle se référant au niveau d'éducation secondaire de leurs conjoints/maris, soit -0.090. De ce fait, bien qu'il faille évidemment tenir compte

<sup>60</sup> Certaines études sur la fertilité et la mortalité montrent que les bénéfices tirés des conditions sanitaires par une population dépendent du niveau d'éducation des femmes (Benefo, Schultz [1994] ; Ainsworth et al. [1995] ; Sandiford et al. [1995]). En fait, selon ces auteurs, ce sont les femmes les moins instruites qui profitent le plus des meilleurs services de santé communautaire. Autrement dit, dans le processus de production de santé des enfants, les services de santé communautaires en général et les conditions sanitaires en particulier, d'une part, et l'éducation des femmes, d'autre part, sont substituables. Ainsi, les programmes de santé communautaire permettent de réduire les différences en termes d'éducation dans le ménage. Inversement, il peut arriver parfois que les services de santé communautaire de bonne qualité profitent davantage aux mères d'un niveau d'éducation élevé, accroissant ainsi les écarts en termes d'éducation au sein du ménage. Dans ces conditions, les services de santé communautaire et l'éducation des mères sont des compléments.

du rôle non négligeable de l'éducation des conjoints/maris dans les décisions prises en matière de fécondité au sein du ménage, l'influence de la scolarisation des femmes doit être prioritaire.

En quatrième lieu, tout comme l'éducation de femmes, leur secteur d'activité professionnelle semble être un facteur de la fécondité. D'une part, selon les données des tableaux A3, A4 et A5, si le modèle de Poisson ne présente pas de liens significatifs entre cette variable et le nombre d'enfants déjà nés, la méthode MCO permet de constater, en revanche, que le secteur agricole et la catégorie des chômeuses influent sur la fécondité. D'ailleurs, conformément aux statistiques descriptives, ces facteurs y sont associés positivement. Ainsi, d'après la méthode d'estimation MCO, alors que le fait pour une femme de travailler dans l'agriculture plutôt que dans le secteur privé ou public augmente la fécondité, respectivement, de 0,701 et 0,754 enfants, toutes choses égales par ailleurs (tableau A3), cette dernière s'accroît de 0,622 et 0,642 enfants, dans le cas où la femme est au chômage (tableau A4). D'autre part, lorsque l'on traduit la pauvreté non monétaire en termes de fonctionnements essentiels, selon le modèle MCO, le fait pour une femme d'être agricultrice accroît le nombre d'enfants de 0,671, tandis que ce dernier augmente de 0,626, si la femme est chômeuse ou inactive (tableau A5), *ceteris paribus*.

En cinquième lieu, concernant l'activité professionnelle des conjoints/maris, les résultats des différentes estimations montrent que cette variable est un faible déterminant de la fécondité. En effet, alors que, selon les spécifications utilisant les fonctionnements essentiels comme indicateurs de pauvreté non monétaire, le fait pour un conjoint/mari d'être agriculteur n'affecte pas le nombre d'enfants déjà nés, les autres spécifications indiquent que la fécondité est influencée au contraire essentiellement par le secteur agricole. De plus, ce dernier est positivement associé à la fécondité. C'est ainsi que le modèle MCO montre, toutes égales par ailleurs, que le fait pour un conjoint/mari de travailler dans l'agriculture accroît le nombre d'enfants déjà nés, respectivement, de 0,342 - la pauvreté non monétaire est mesurée par les actifs essentiels - et 0,380 - la pauvreté non monétaire est exprimée par la stratification socio-économique.

En sixième lieu, s'agissant de la localisation spatiale des ménages, hormis les résultats affichés au tableau A3, toutes les autres spécifications économétriques corroborent les statistiques descriptives. Elles montrent que la région de résidence intervient dans la demande d'enfants des femmes au sein du ménage. Comme on l'observe aux tableaux 5 et 6, les coefficients relatifs aux Autres Villes et au Rural sont positifs et significatifs, indiquant que les ménages urbains (hormis Port-au-Prince) et les ruraux possèdent plus d'enfants que les métropolitains. Par rapport à l'Aire Métropolitaine, les lieux de résidence situés dans les Autres Villes et le Rural influencent positivement la fécondité des femmes. Ainsi, lorsque la pauvreté non monétaire est mesurée en termes de stratification socio-économique, selon le modèle MCO, le fait pour le ménage auquel appartient la femme d'habiter dans les régions urbaine et rurale plutôt que dans la région métropolitaine accroît le nombre d'enfants déjà nés, respectivement, de 0,351 et 0,385, *ceteris paribus* (tableau A4). Par ailleurs, la pauvreté non monétaire étant décrite par les fonctionnements vitaux, le modèle de Poisson révèle que les effets marginaux liés à la variation d'une unité des régions urbaine et rurale, par rapport à la région métropolitaine, sont positifs et égaux, respectivement, à 0,484 et 0,342, toutes choses égales par ailleurs (tableau A5).

En septième lieu, pour ce qui concerne les variables reflétant la composition des ménages, il est intéressant d'observer qu'elles n'ont pas toujours une influence sur la fécondité. Plus précisément, si la présence d'un conjoint/mari au sein du ménage apparaît influencer constamment sur le nombre d'enfants déjà nés, ce n'est pas toujours le cas de la femme chef de ménage. Comme en témoignent les résultats présentés au tableau A5, seul le modèle de Poisson indique une significativité pour l'effet marginal inhérent au statut de la femme comme chef de ménage. Celui-ci est positif et égal à 0,205, toutes égales par ailleurs, si la pauvreté non monétaire est exprimée en termes de déficits de fonctionnements élémentaires. Par ailleurs, lorsque l'on s'intéresse à l'impact de la présence d'un conjoint/mari au sein du ménage, d'après le modèle MCO, on constate que cette présence engendre une augmentation de la fécondité de 0,528 enfants (tableau A3). De même, à partir des données exposées au tableau A4, le modèle de Poisson montre que l'effet marginal de la variation d'une unité de la présence d'un conjoint/mari au sein du ménage sur la fécondité est positif et égal à 0,594.

Par ailleurs, tout comme les variables indiquant la composition du ménage, la situation matrimoniale constitue un facteur de la fécondité. En effet, comme on peut le voir, tous les modèles montrent que le statut conjugal de la femme est positivement associé au nombre d'enfants déjà nés.

Par exemple, selon le modèle MCO, si la femme est mariée plutôt que d'être non mariée, cela accroît la fécondité de 0,556 enfants, toutes choses égales par ailleurs (tableau A3).

Enfin, pour ce qui a trait aux variables relatives au coût social du contrôle des naissances, on observe qu'elles constituent, toutes, des déterminants de la fécondité, quelle que soit l'expression de la pauvreté non monétaire. Cependant, d'après les données des tableaux A3, A4 et A5, les deux techniques d'estimation MCO et Poisson indiquent que le sens de la relation entre la parité et les variables inhérentes au coût social de la maîtrise des naissances diffèrent d'une variable à l'autre, toutes choses égales par ailleurs. En effet, si, par rapport à ce que l'on a observé précédemment entre la fécondité et le mariage, la direction de la relation est conservée pour la variable reflétant les discussions sur le planning familial avec son conjoint/mari – i.e. elle est positivement associée à la fécondité -, elle change, en revanche, pour celle indiquant l'attitude du conjoint/mari par rapport à l'utilisation du planning familial – i.e. celle-là est négativement reliée à la fécondité. De ce fait, selon le modèle de Poisson, par rapport à l'attitude du conjoint/mari qui n'approuve pas l'utilisation du planning familial, l'effet marginal sur la fécondité de la variation d'une unité de l'attitude de celui qui l'approuve, est négatif et égal à -0,307, ceteris paribus (tableau A5). En revanche, suivant la méthode MCO, le fait pour une femme de discuter de l'utilisation du planning familial avec son conjoint/mari pendant une ou deux fois provoque une hausse de la fécondité de 0,549 enfants, toutes choses égales par ailleurs (tableau A3).

## 5. Conclusion

La présente recherche examine l'impact de la pauvreté non monétaire sur la fécondité en utilisant les données de l'Enquête démographique et de santé (EDS) d'Haïti de 1994-1995. Portée sur un échantillon de femmes ayant eu des naissances vivantes au cours des cinq années précédant l'enquête, elle permet d'avancer plusieurs conclusions.

Premièrement, sur *le plan descriptif*, plusieurs observations sont à noter. Tout d'abord, le niveau global de fécondité donné par 4,6 enfants est proche du niveau obtenu sur le plan national dans le rapport EMMUS II, soit 4,8 enfants. Ensuite, les femmes ayant acquis le niveau secondaire et plus ont le moins d'enfants, tandis que celles n'ayant pas fréquenté l'école ont une fécondité dépassant de loin le niveau national. Pour un même niveau d'études, les hommes sont associés à une fécondité plus élevée que celle observée chez les femmes. Par ailleurs, les femmes âgées d'au moins 35 ans ont une parité nettement supérieure à 4,8 enfants, tandis que la fécondité des plus jeunes se situe en dessous de 4,6 enfants. En outre, quant à l'activité professionnelle des parents, ceux qui sont cadres supérieurs ont eu très peu d'enfants par rapport aux autres catégories professionnelles. Cependant, les chômeurs/inactifs ont également eu assez peu d'enfants. Ce sont les agriculteurs qui ont eu la fécondité la plus élevée. Tout comme pour le niveau d'éducation, à catégorie professionnelle égale, la femme est associée à un niveau de fécondité moins élevée que les hommes. D'autre part, s'agissant de la pauvreté non monétaire, la situation est différente selon les indicateurs. Lorsque la pauvreté non monétaire est exprimée en termes de stratification socio-économique - non pauvres, intermédiaires et pauvres -, les femmes vivant dans les ménages non pauvres ont eu relativement peu d'enfants, alors que celles appartenant aux ménages intermédiaires et pauvres ont une fécondité supérieure à 4,8 enfants. En outre, si la pauvreté non monétaire est centrée sur la disponibilité d'un certain nombre d'actifs essentiels dans le ménage, globalement, les femmes dont les ménages possèdent quelques biens durables comme le réfrigérateur et la voiture ont relativement moins d'enfants que celles faisant partie des ménages qui ont accès à l'eau potable ou à des conditions sanitaires décentes. Plus encore, dès lors que la pauvreté non monétaire est décrite en termes de déficits de fonctionnements élémentaires, la fécondité se référant aux écarts axés sur l'environnement sanitaire est plus élevée que celle se rapportant aux déficits liés à l'habitat et aux biens durables. Sur le plan spatial, la fécondité est moins importante en ville qu'à la campagne. Plus précisément, les femmes vivant dans les Autres Villes et le Rural ont eu plus d'enfants au cours de leur vie féconde que celles résidant dans l'Aire Métropolitaine. Par ailleurs, les femmes mariées ont globalement une parité plus élevée que les non mariées. Enfin, les femmes qui discutent de l'utilisation du planning familial avec leurs

conjoints/maris, et celles dont les conjoints/maris approuvent l'utilisation du planning familial, ont eu globalement plus de 4 enfants durant leur vie reproductive.

Deuxièmement, sur *le plan économétrique*, nous pouvons retenir les éléments suivants. En premier lieu, au niveau de la relation directe entre la pauvreté et la fécondité, une expérimentation avec plusieurs spécifications alternatives de la variable pauvreté non monétaire révèle que l'impact de cette dernière sur la fécondité n'est pas linéaire et dépend par conséquent de sa mesure. Lorsque la pauvreté est exprimée en termes d'actifs essentiels, alors que l'accès à un plancher décent et à l'électricité, et la possession d'un réfrigérateur et d'une voiture, ont tous un effet négatif sur le nombre d'enfants, l'accès à l'eau potable et la possession d'un cheval ou d'une mule affectent positivement la fécondité. En fait, à bien des égards, ces résultats apportent un éclairage intéressant sur les liens qui peuvent exister entre la pauvreté et la fécondité. En effet, ils nous permettent de toucher du doigt certains aspects socio-économiques liés à la disponibilité de certains biens et services au sein du ménage. D'une part, en tant que biens durables, le réfrigérateur et la voiture constituent de vrais *proxies* pour le revenu du ménage en Haïti. Si la voiture représente bien évidemment un signe extérieur de richesse, le réfrigérateur est, entre autres, générateur de revenu pour beaucoup de ménages. Par exemple, ce revenu peut provenir du travail des enfants qui sont chargés de vendre des produits froids comme les jus de fruits et les boissons gazeuses au marché ou dans la rue. D'où l'intérêt pour certains parents d'accroître le nombre d'enfants, afin que ces derniers puissent participer à l'économie du ménage. D'autre part, l'impact positif sur la fécondité de la possession d'un cheval (ou d'une mule) et de l'accès à l'eau potable reflète un double constat. D'un côté, le cheval ou la mule est un actif précieux particulièrement en milieu rural. En effet, il représente un moyen de transport très utilisé par les agriculteurs notamment pour l'acheminement au marché d'une partie de la production agricole. Or si la vente de la production agricole au marché est assurée en général par les mères, ces dernières sont souvent accompagnées d'un ou de plusieurs enfants. Dans ces conditions, il arrive que la mère se cantonne au marché, pendant que les enfants jouent le rôle de vendeurs ambulants de produits vivriers ou de denrées alimentaires. Ainsi, les enfants représentent une source importante de revenu pour les ménages, dans le sens où l'accroissement de leur nombre s'opère tout simplement selon un calcul économique. D'un autre côté, dans les zones urbaines et plus encore à la campagne, l'approvisionnement en eau est souvent à la charge des enfants. Cependant, la situation diffère suivant le milieu de résidence du ménage. Alors qu'en ville ce sont les enfants dits *restaveks* - petits domestiques issus de milieux particulièrement vulnérables, c'est-à-dire enfants ruraux pauvres, orphelins - qui sont voués à cette tâche, à la campagne, il revient aux propres enfants de la famille d'aller puiser l'eau. Or comme on le sait, le point d'eau le plus accessible en zone rurale se situe à des kilomètres du domicile familial. Pour autant, cela n'empêche pas certains parents de forcer leurs enfants à partir à la recherche de l'eau potable - « l'or blanc » ; au contraire, ils augmentent leur nombre. Pour certains observateurs, en dépit d'autres raisons essentielles, ce type de comportement de la part des parents marque manifestement le signe d'une certaine forme de pauvreté. D'ailleurs, lorsque cette dernière est traduite par la stratification socio-économique du niveau de vie des ménages, par rapport aux ménages non pauvres, les ménages intermédiaires et pauvres ont une influence positive sur le nombre d'enfants. Pour ce qui est de l'impact des fonctionnements essentiels, alors que les écarts en termes d'accès à un habitat adéquat réduisent la fécondité, les déficits inhérents à l'accès à un environnement sanitaire salubre l'augmentent.

En second lieu, lorsque que l'on passe à l'étude des déterminants de la fécondité, l'analyse devient plus intéressante, la pauvreté non monétaire étant la variable d'intérêt. Concernant cette dernière, les résultats précédents changent sensiblement. Par exemple, pour la pauvreté en termes d'actifs, il n'y a maintenant d'association significative qu'entre l'accès à des conditions d'aisance décentes, la possession d'un réfrigérateur, et la fécondité. Si l'influence de l'accès à de bonnes conditions d'aisance est positive, celle de la possession d'un réfrigérateur est négative. D'autre part, quant à la stratification socio-économique, tandis que l'effet des deux dernières strates ne change pas - il reste positif -, leur ampleur diminue fortement. Enfin, en ce qui a trait aux fonctionnements élémentaires, ceux inhérents à l'habitat ont encore un impact négatif sur la fécondité. En outre, au niveau des variables de contrôle, les résultats sont conformes à nos attentes. L'âge des mères influe positivement sur le nombre d'enfants déjà nés. Lorsque la pauvreté est définie en termes d'actifs,



l'éducation des femmes n'a pas d'impact sur la fécondité. En revanche, dès lors qu'elle est donnée, d'une part, par la stratification socio-économique et, d'autre part, par les fonctionnements vitaux, il existe une association significative entre l'instruction des femmes et la fécondité. Mais celle-ci prévaut seulement pour le niveau d'instruction secondaire, ce dernier ayant un impact négatif sur la fécondité. Tout comme la scolarisation des femmes, celle des conjoints/maris influe négativement sur la fécondité. Cependant, par rapport à l'instruction des conjoints/maris, selon l'indicateur de pauvreté et le modèle économétrique considérés, la fécondité est surtout reliée au niveau d'éducation primaire. Par ailleurs, quel que soit le niveau d'études des femmes, l'impact négatif de leur scolarisation sur la fécondité s'avère plus prononcé que celui inhérent à l'éducation de leurs conjoints/maris. Au final, dans la présente recherche, on peut dire que, d'une certaine manière, l'hypothèse du modèle de la *Nouvelle Economie du Ménage (NEM)* reposant sur le coût d'opportunité du temps domestique se justifie. Dans cette perspective, l'éducation des femmes est considérée comme un *proxy* de leur taux de salaires. D'autre part, chez les femmes comme chez leurs conjoints/maris, l'agriculture et le chômage (ou l'inactivité) ont un impact positif sur la fécondité. Par ailleurs, le fait pour une femme d'habiter dans le Rural ou dans les Autres Villes, par rapport à l'Aire Métropolitaine, accroît davantage le nombre d'enfants. Certes, certains observateurs pourraient tenter d'expliquer ce résultat par le fait que les femmes métropolitaines ont à leur disposition une gamme plus large de services de santé communautaire, qu'elles ont davantage recours au planning familial, et qu'elles sont plus instruites. Mais d'autres pourraient objecter que ce résultat est peut-être dû, en revanche, à la surmortalité des enfants enregistrée dans l'Aire Métropolitaine comparativement aux autres régions<sup>61</sup>. Ainsi, les enfants nés dans l'Aire Métropolitaine, bien qu'étant moins nombreux que ceux des autres régions, auraient probablement moins de chance de survivre. Bien entendu, il s'agirait alors d'un vrai paradoxe. Toutefois, vu l'état de délabrement total qui caractérise la capitale haïtienne depuis quelques années, il ne serait pas surprenant qu'un tel résultat reflète la réalité. Dans ces conditions, comme l'ont déjà expérimenté Benefo et Shultz [1994] dans le cas de la Côte d'Ivoire et du Ghana, une telle assertion plaiderait pour une analyse de la fécondité en fonction de la survie des enfants. Bien que les interrelations entre ces deux indicateurs ne soient pas toujours évidentes, c'est sans aucun doute une piste de recherche intéressante à explorer. Pour ce qui concerne les variables reflétant la composition des ménages, la présence d'un conjoint/mari a un impact positif sur la fécondité. De même, le fait pour une femme d'être mariée affecte positivement la fécondité. Enfin, le fait que les conjoints/maris approuvent l'idée que leurs femmes pratiquent le planning familial, induit un impact négatif sur la fécondité. Et les discussions au sein du ménage sur l'utilisation du planning familial contribuent à l'accroissement du nombre d'enfants déjà nés.

En résumé, notre objectif principal était d'analyser la relation entre la pauvreté et la fécondité à partir des données de l'Enquête démographique et de santé (EDS) d'Haïti de 1994-1995. Pour ce faire, d'une part, la pauvreté est appréhendée principalement selon deux types d'approche : (i) l'approche axée sur le concept d'actifs essentiels comprenant, d'un côté, l'*approche traditionnelle* relative à l'accès des ménages à un certain nombre de biens et services de base et, de l'autre, l'*approche restreinte* exprimée en termes de stratification socio-économique du niveau de vie ; et (ii) l'approche portant sur le concept de *fonctionnements* ou *capabilités élémentaires* de Sen [1985, 1992, 1999]. D'autre part, le concept de fécondité retenu est la *parité* – nombre moyen d'enfants qu'a eu une femme pendant les cinq années précédant l'enquête. Dans cette perspective, la présente étude permet d'aboutir aux conclusions suivantes. En premier lieu, contrairement à ce que prétendent certains auteurs, la relation « pauvreté-fécondité » semble plus complexe et plus ou moins directe. En effet, on constate que l'idée très répandue - issue de la théorie de la *Nouvelle Economie du Ménage (NEM)* - selon laquelle la pauvreté est à l'origine d'une fécondité élevée, est confirmée ou infirmée selon les indicateurs de pauvreté considérés, le choix de ces derniers influençant considérablement le sens de la relation. En deuxième lieu, il apparaît à l'étude de la relation entre la pauvreté exprimée en termes de stratification socio-économique et la fécondité que les affirmations des auteurs de la *NEM* sont vraies. En revanche, il n'en est pas de même de la mesure de la pauvreté axée, d'un côté, sur les fonctionnements ou les capacités élémentaires et, de l'autre, sur la disponibilité d'un certain nombre d'actifs essentiels. En troisième lieu, il est crucial de tenir compte de l'importance du contexte dans

<sup>61</sup> Cayemittes et al. [1995] ; Beaulière [2003].

lequel est menée l'étude. Ainsi la présente recherche permet-elle de mettre en lumière le rôle que peut jouer plus ou moins directement le phénomène du travail des enfants en Haïti dans les comportements de fécondité en rapport avec l'accès à certains biens durables productifs (réfrigérateur, cheval ou mule). En quatrième lieu, il importe que les initiatives en termes de politique démographique comportent un volet réservé aux interactions qui peuvent exister entre la pauvreté non monétaire - celle basée sur l'accès aux biens et services essentiels - et certaines caractéristiques individuelles des femmes et de leurs conjoints/maris (instruction, profession, etc.).

### **Références bibliographiques**

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

Ainsworth, M., Beegle, K., Nyamete, A. 1995. *The impact of female schooling on fertility and contraceptive use*, Washington, LSMS working papers n°110, World Bank.

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

Anoh, A. 2001. *La progression inégale de la planification familiale à Aboisso (Côte d'Ivoire)*, communication au 2<sup>ème</sup> atelier de l'Unité de recherche (UR) « Santé de la reproduction, fécondité et développement », Institut recherche et du développement (IRD), Paris, 24-26 octobre 2001.

Appleton, S., Song, L. 1999. *Income and human development at household level : evidence from six countries*, mimeo, « version revisitée », Washington, World Bank.

Banque Mondiale. 1990. *Rapport sur le développement dans le monde. La pauvreté*, Washington.

— 1993. *World Development Report 1993 : Investing in Health*, Oxford, Oxford University Press.

— 1998. *Haiti : The Challenges of Poverty Reduction*, 2 volumes, Poverty Reduction and Economic Management Unit and Caribbean Country Management Unit, Latin America and Caribbean Region, august, 1998, n°17242-HA.

Beaulière, A. 1999. *Analyse quantitative des mesures de la pauvreté*, Bordeaux, sous la direction de Lachaud, J.-P., Mémoire de DEA, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement (CED).

— 2003. *Les déterminants de la mortalité des enfants et pauvreté en Haïti*, Bordeaux, communication aux « Séminaires mensuels de recherche en économie du développement », Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement (CED), 16 avril 2003.

Becker, G. 1960. « An economic analysis of fertility », in *Demographic and economic change in developed countries*, Princeton, NJ, pp. 209-231.

— 1965. « A theory of the allocation of time », *The Economic Journal*, vol. XXV, n°299.

— 1981. *A Treatise on the family*, Cambridge, Harvard University Press.

— 1993. « Voir la vie de façon économique », *Journal des Economistes et des Etudes Humaines*, vol. 4 n°2&3, Juin/Septembre.

Becker, G., Lewis, H.-G. 1973. « Interaction between quality and quantity of children », *Journal of Political Economy*, vol. 81, n°2, part 2, march-april, s279-s288.

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. 1999. « Socioeconomic status and class in studies of fertility and health in developing countries ? », *Measure Evaluation Working Paper*, n°98-13.

- 2001. « Economic status and proxies in studies of fertility in developing countries : does the measure matter ? », *Measure Evaluation Working Paper*, n°01-38.
- 2002. « Socioeconomic status, permanent income, and fertility : a latent variable approach », *Measure Evaluation Working Paper*, n°02-62.
- Bolvinik, J. 1996. « La pauvreté en Amérique Latine : analyse critique de trois études », *Revue internationale des sciences sociales*, n°148 : « La pauvreté », juin, pp. 279-295.
- Bongaarts, J. 1978. « A framework for analyzing the proximate determinants of fertility », *Population and Development Review*, vol. 4, n°1, pp. 105-132.
- 1993. « The supply-demand framework for the determinants of fertility : an alternative implementation », *Population studies*, vol. 3, pp. 437-456.
- 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 », vol. 36, n°2, pp. 159-175.
- Cameron, A.C., Trivedi, P.K. 1990. « Regression-based tests for overdispersion in the Poisson model », *Journal of Econometrics*, vol. 46, issue 3, pp. 347-364.
- Caselli, G., Vallin, J., Wunsch, G. 2002. *Démographie : analyse et synthèse II. Les déterminants de la fécondité*, Paris, INED.
- Cayemittes, M., Rival A., Barrère, B., Lerebours, G., Amédée, G. 1995. *Enquête Mortalité, Morbidité et Utilisation des Services (EMMUS II)*, Haïti 1994-1995, Calverton, Maryland USA, Institut Haïtien de l'Enfance (IHE) et Macro International Inc.
- Chakravarty, S.R., Mukherjee, D., Ranade, R.R. 1997. *On the family of subgroups and factor Decomposable measures of multidimensional poverty*, Bordeaux, Séminaire de l'URA, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- Chahnazarian, A. 1992. « Hausse récente de la fécondité en Haïti : un nouvel engagement pour la vie en union ? », *Population*, mai/juin, n°3, pp. 583-616.
- Charmes, J. 2002. *Les indicateurs de développement humain en Haïti*, Cahier n°2. Programme des Nations Unies pour Développement (PNUD)/Haïti.
- Chesnais, J.-C. 2002. *La démographie*, Paris, PUF, collection « Que sais-je ? », 5<sup>ème</sup> éd.
- Cigno, A. 1991. *Economics of the family*, Oxford and New York, Clarendon Press and Oxford University.
- Cleland, J. 1985. « Marital fertility decline in developing countries : theories and the evidence », in Cleland, J., Hobcraft, J. (éd.) *Reproductive change in Developing countries : Insights from the World Fertility Survey*, pp. 223-254, Oxford, Oxford University Press.
- Cochrane, S.-H. 1979. *Fertility and education : what do we really know ?*, World Bank Staff Occasional Papers n°26, Baltimore, Johns Hopkins University Press.
- 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.
- Cornevin, R. 1993. *Haïti*, Paris, PUF, collection « Que sais-je ? », 2<sup>ème</sup> éd.

- Cozio-Zavala, M.-E. 1998. *Changements démographiques en Amérique latine*, Paris, Aupelf-Uref, ESTEM, collection « Savoir plus Universités ».
- Destremau, B., Salama, P. 2002. *Mesures et démesure de la pauvreté*, Paris, PUF.
- Doura, F. 2001. *Économie d'Haïti : dépendance, crises et développement*, Montréal, DAMI, tome 1.
- Dupâquier, M. 2001. *Démographie*, Paris, PUF, collection « Premier cycle ».
- Escofier, B., Pagès, J. 1998. *Analyses factorielles simples et multiples : objectifs, méthodes et interprétation*, Paris, Dunod, 3<sup>ème</sup> ed.
- Fassassi, R. 2001. *Les déterminants de la contraception en Côte d'Ivoire. Analyse des données de l'enquête démographique et de santé de 1994*, Groupement international de partenaires population-santé (GRIPPS), La planification familiale en Afrique, Documents d'analyse, n°1.
- Gendreau, F. 1993. *La population de l'Afrique. Manuel de démographie*, Paris, Karthala-CEPED.
- Greene, W.H. 1997. *Econometric analysis*, New York, Prince-Hall International, Inc., Third Edition.
- Guengant, J.-P., May, J. 1992. « Tendances de la fécondité en Haïti », *Cahiers Québécois de Démographie*, vol. 21, n°1, Printemps, (numéro sur la « Démographie sociale en Afrique »), pp. 167-183.
- Gwatkin, R.D., Rustein, S., Johnson, K., Pande, R.-P., Wagstaff, A. 2000. *Socio-economic differences in Health, Nutrition, and Population in Haïti*. HNP Poverty Thematic Group, Washington, World Bank.
- Institut Haïtien de Statistique et d'Informatique (IHSI). 2000. *Recueil de statistiques sociales : volume II*, Ministère de l'Economie et des finances, PNUD/Haïti Août 2000, Port-au-Prince.
- Joshi, H., David, P. 1996. « The Social and Economic Context of Fertility », in Caselli, G., Vallin, J., Wunsch, G. [2002] : *Démographie : analyse et synthèse II. Les déterminants de la fécondité*, pp. 327-374, Paris, Institut national d'études démographiques (INED).
- Lachaud, J.-P. 1996. *Les femmes et le marché du travail urbain en Afrique Subsaharienne*, Bordeaux, série de recherche n°1, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- 2000. *Dépenses des ménages, développement humain et pauvreté au Burkina Faso : substitution ou complémentarité?*, Bordeaux, document de travail n°49, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- 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.
- Leibenstein, H. 1957. *Economic backwardness and economic growth. Studies in the theory of economic development*, New York, Wiley.
- Leridon, H., Teulemon, L. 1997. *Démographie. Approche statistique et dynamique des populations*, Paris, Economica.
- Leridon, H. 2002. « Fécondité naturelle et fécondité contrôlée : niveaux et modèles », in Caselli, G., Vallin, J., Wunsch, G. [2002] : *Démographie : analyse et synthèse II. Les déterminants de la fécondité*, pp. 265-301, Paris, Institut national d'études démographiques (INED).
- McNicoll, G. 1997. *Population and poverty : a review and restatement*, Policy Research Division Working Papers n°105, New York, The Population Council.

- Meulman, J.J. 1998. *Optimal scaling methods for multivariate categorical data analysis*, Leiden, mimeo, Faculty of Social and Behavioral Sciences, Leiden University.
- Mincer, J. 1974. *Schooling, Experience and Earnings*, New York, National Bureau Committee for Economic Research (NBER), Columbia University Press.
- Montgomery, M.R, Gragnolati, M., Burke, K., Paredes, E. 1997. *Measuring living standard with Demographic and Health Survey data*, Mimeo, Research Division, New York, The Population Council.
- 1999. *Measuring living standard with proxy variables*, New York, Discussion Paper n°129, The Population Council.
- Montgomery, M.R, Kouamé, 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, Washington, World Bank.
- Mosley, W.H., Chen, L.C. 1984. « An analytical framework for the study of child survival in developing countries », *Population and Development Review*, vol. 10 (supplement), pp. 22-45.
- Nations Unies. 1990. *Monographies sur les politiques de population : Haïti*, Département des affaires économiques et sociales internationales, Politique de population, Document n°25, New York, ST/ESA/SER.R/95.
- Neptune Anglade, M. 1997. *L'autre moitié du développement : à propos du travail des femmes en Haïti*, Montréal, CIDIHCA, Nouvelle édition.
- Organisation Mondiale de la Santé (OMS). 1995. « Women's health : Improve our health ; Improve the World », Geneva, *WHO Position Paper*, WHO.
- Palloni, A., Rafalimanana, H. 1999. « The Effects of Infant Mortality on Fertility Revisited : New Evidence from Latin America », *Demography* vol. 36, n°1, pp. 41-58.
- Paolisso, M. Leslie, J. 1995. « Meeting the changing health needs of women in developing countries », *Social Science and Medecine*, vol. 40, n°1.
- Philippeau, G. 1992. *Comment interpréter les résultats d'une analyse en composantes principales?*, Paris, Institut Technique des Céréales et des Fourrages (ITCF), Service des études statistiques.
- Programme des Nations Unies Pour le Développement (PNUD). 1997. *Rapport mondial sur le développement humain 1997*, Paris, Economica.
- Rawls, J. 1971. *A Theory of Justice*, Cambridge, Mass., Harvard University Press ; trad. fr. de Catherine Audard, *Théorie de la justice*, Paris, Seuil, 1987, collection « Points », rééd., 1997.
- Rosenzweig, M.R., Schultz, T.P. 1983. « Estimating a household production function : heterogeneity, the demand for health inputs, and their effects on birth weight », *Journal of Political Economy*, vol. 91, n°5.
- Rougier, E. 1999. *Les interactions entre la croissance économique et la croissance démographique dans les pays en développement : théorie, méthodes et analyses empiriques*, Thèse de Doctorat ès Sciences économiques, Université Montesquieu-Bordeaux IV, 20 septembre 1999.
- Sah, R.K. 1991. « The Effects of Child Mortality Changes on Fertility Choice and Parental Welfare », *Journal of Political Economy*, vol. 99, n°3, pp. 582-606.
- Sahn, D.E., Stifel, D.C. 2000. « Poverty comparisons over time and across countries in Africa », *World Development*, vol. 28, n°12, pp. 2123-2155.
- Sandiford, P., Cassel, J., Montegro, M., Sanchez, G. 1995. « The impact of women's literacy on child health and its interaction with access to health services », *Population Studies*, n°49, pp. 5-17.

- Sandron, F., Gastineau, B. 2002. *Fécondité et pauvreté en Kroumirie (Tunisie)*, Paris, L'Harmattan.
- Schagans, M. 1991. « Fertility determinants in Peru : a quantity-quality analysis », in Herz, B.K., Khandker, S.R. (sous la direction), *Women's work education, and family welfare in Peru*, Washington, Discussion papers n°116, World Bank.
- Schoumaker, B., Tabutin, D. 1999. *Relation entre pauvreté et fécondité dans les pays du Sud : connaissances, méthodologies et illustrations*, Louvain-la-Neuve, document de travail n°2, Université catholique de Louvain, Département des Sciences de la Population et du Développement.
- Schultz, T.W., Becker, G.S. & col. 1962. « Investment in human beings », *Journal of Political Economy*, vol. LXX, Supplement, octobre, n°5, part 2.
- Schultz, T.W. 1974. *Economics of the Family*, Chicago, University of Chicago Press.
- 1981. *Investment in People : the Economics of population quality*, Berkeley, University of California Press ; trad. fr. de Challali Jamel, *Il n'est de richesse que d'Hommes : investissement humain et qualité de la population*, Paris, Bonnel, 1983.
- Sen, A. 1981. « Public action and the quality of life in developing countries », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol 43, n°4, pp. 287-319.
- 1985. *Commodities and Capabilities*, Amsterdam, North-Holland.
- 1992. *Inequality Reexamined*, Cambridge, MA : Harvard University Press ; trad. fr. de Paul Chemla, *Repenser l'inégalité*, Seuil, 2000.
- 1999. *Development as Freedom*, Alfred Knopf Inc ; trad. fr. de Michel Bessières, *Un nouveau modèle économique : Développement, justice, liberté*, Odile Jacob, 2000.
- Streeten, P. 1981. *First Things First : Meeting Basic Human Needs in Developing Countries*, New York, Oxford University Press.
- Système des Nations Unies (SNU). [2000]. *Haïti : Bilan Commun de Pays*, Système des Nations Unies en Haïti/République d'Haïti.
- 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.
- Thomas, A. 2000. *Econométrie des variables qualitatives*, Paris, Dunod.
- Vallin, J. 1995. *La démographie*, Paris, La Découverte, collection « Repères », 2<sup>ème</sup> éd.
- Vimard, P., Zanou, B (sous la direction). *Politiques démographiques et transition de la fécondité en Afrique*, Paris, L'harmattan, collection « Populations ».
- Véron, J. [1996]. *Population et développement*, Paris, PUF, collection « Que sais-je ? », 2<sup>ème</sup> éd.
- Vidal, A. [2002]. *Démographie : Éléments d'analyse et évolution du peuple humain*, Grenoble, PUG, collection « L'économie en plus », Nouvelle édition.
- Willis, R. 1973. A new approach to the economic theory of fertility behavior, *Journal of Political Economy*, vol. 81, vol°2, n°S14-64.
- Wollast, E., Vekemans, M., 1993. *Pratique et gestion de la planification familiale dans les pays en développement*, Bruxelles, De Boeck Université.

## Annexes

Tableau A1 : Fécondité des femmes, caractéristiques socio-économiques et communautaires - HAÏTI 1994-1995

		Nombre d'enfants déjà nés		
		MOYENNE	N pondéré	
<b>TOTAL</b>		4,602	2504	
<b>Éducation de la femme (années)</b>	sans instruction	5,191	1361	
	primaire	4,207	887	
	secondaire et plus	2,840	257	
<b>Âge de la femme lors de l'enquête</b>	15-24	2,529	149	
	25-29	3,328	431	
	30-34	4,018	550	
	35-39	5,103	586	
	40-44	5,690	418	
	45-49	5,764	371	
<b>Activité professionnelle de la femme</b>	secteur moderne administration privée / publique	2,813	50	
	artisanat, ouvrier qualifié ou non qualifié	4,332	18	
	agriculture	5,636	289	
	commerce / secteur informel	4,609	952	
	chômeur/inactif	4,424	1195	
	<b>Éducation du conjoint/mari (années)</b>	ans instruction	5,004	1351
		primaire	4,803	687
secondaire et plus		3,142	467	
<b>Activité professionnelle du conjoint/mari</b>	secteur moderne administration privée/publique	3,282	249	
	artisanat, ouvrier qualifié ou non qualifié	3,839	448	
	agriculture	5,346	1406	
	commerce informel	3,771	244	
	chômeur/inactif	3,494	158	

(1) 1 = non précarité ; 0 = précarité ; (2) 1 = déficit total, 0 = déficit nul

Source : à partir de l'Enquête démographique et de santé (EDS) HAÏTI 1994-1995 - pondération normalisée

**Tableau A1 (suite 1) : Fécondité des femmes, caractéristiques socio-économiques et communautaires – HAÏTI 1994-1995**

		Nombre d'enfants déjà nés	
		MOYENNE	N pondéré
<b>TOTAL</b>		4,602	2504
<b>Niveau de vie/Qualité de vie (%)</b>	<b>Stratification socio- économique</b>		
	non pauvres	3,891	825
	intermédiaires	4,980	1042
	pauvres	4,903	637
	<b>Besoins (actifs) essentiels<sup>1</sup></b>		
	Nature du plancher	4,032	1287
	Nature des lieux d'aisance	5,194	1087
	Mode d'accès à l'eau potable	5,299	926
	Nombre de personnes par pièces <3	3,940	1119
	Accès à l'électricité	3,513	793
	Possession d'une radio	4,089	1024
	“ d'une télévision	3,299	436
	“ d'un réfrigérateur	2,978	204
	“ d'une bicyclette	4,208	254
	“ d'un cyclomoteur ou d'une motocyclette	3,843	29
	“ d'une voiture	2,639	86
“ d'un cheval ou d'une mule	5,232	449	

(1) 1 = non précarité ; 0 = précarité ; (2) 1 = déficit total, 0 = déficit nul

Source : à partir de l'Enquête démographique et de santé (EDS) HAÏTI 1994-1995 - pondération normalisée



Tableau A1 (suite 2) : Fécondité des femmes, caractéristiques socio-économiques et communautaires – HAÏTI 1994-1995

		Nombre d'enfants déjà nés	
		MOYENNE	N pondéré
<b>TOTAL</b>		4,602	2504
	<b>Déficits de fonctionnements<sup>2</sup></b>		
	Habitat	4,166	1802
	Environnement sanitaire	5,183	1345
	Biens durables	4,332	1370
<b>Milieu de résidence</b>	Urbain	3,706	943
	Rural	5,143	1561
<b>Localisation spatiale</b>	Aire Métropolitaine	3,326	592
	Autres Villes	4,347	351
	Rural	5,143	1561
<b>Région de résidence</b>	Aire Métropolitaine	3,326	592
	Nord	4,924	1016
	Sud	5,079	896
<b>Situation matrimoniale</b>	célibataire	1,129	6
	mariée ou union avec cohabitation	4,766	2110
	séparée divorcée veuve ou union sans cohabitation	3,758	388
<b>Discussion sur l'usage du Planning familial avec son conjoint/mari</b>	Jamais	4,448	1485
	une ou deux fois	4,888	628
	plus souvent	4,725	391
<b>Perception par la femme de l'attitude du conjoint/mari par rapport au Planning familial</b>	désapprouve	4,229	680
	Approuve	4,747	1185
	ne sait pas	4,728	639

(1) 1 = non précarité ; 0 = précarité ; (2) 1 = déficit total, 0 = déficit nul

Source : à partir de l'Enquête démographique et de santé (EDS) HAÏTI 1994-1995 - pondération normalisée

**Tableau A2 : Fécondité des femmes, caractéristiques démographiques, socio-économiques et communautaires selon leur situation matrimoniale - HAÏTI 1994-1995**

		Situation matrimoniale			
		Non mariée, union sans cohabitation ou célibataire		Mariée ou union avec cohabitation	
		Nombre d'enfants déjà nés		Nombre d'enfants déjà nés	
		MOYENNE	N pondéré	MOYENNE	N pondéré
<b>Éducation de la femme (années)</b>	sans instruction	4,267	195	5,346	1166
	primaire	3,535	148	4,342	739
	secondaire et plus	2,157	51	3,009	206
<b>Âge de la femme lors de l'enquête</b>	15-24	2,172	23	2,595	126
	25-29	2,751	48	3,401	383
	30-34	2,853	70	4,188	480
	35-39	4,000	89	5,299	497
	40-44	4,370	71	5,959	347
	45-49	4,493	93	6,190	278
<b>Activité professionnelle de la femme</b>	secteur moderne administration privée / publique	1,876	8	2,992	42
	artisanat, ouvrier qualifié ou non qualifié	2,500	2	4,555	16
	agriculture	4,718	32	5,751	256
	commerce / secteur informel	3,886	162	4,757	791
	chômeur/inactif	3,497	190	4,599	1005
<b>Éducation du conjoint/mari (années)</b>	ans instruction	4,115	231	5,187	1120
	primaire	3,707	60	4,908	627
	secondaire et plus	2,831	102	3,229	364
<b>Activité professionnelle du conjoint/mari</b>	secteur moderne administration privée/publique	3,293	74	3,277	175
	artisanat, ouvrier qualifié ou non qualifié	3,417	94	3,951	354
	agriculture	4,500	143	5,442	1263
	commerce informel	3,375	52	3,879	191
	chômeur/inactif	2,588	30	3,707	128

(1) 1 = non précarité ; 0 = précarité ; (2) 1 = déficit total, 0 = déficit nul

Source : à partir de l'Enquête démographique et de santé (EDS) HAÏTI 1994-1995 – pondération normalisée

**Tableau A2 (suite 1) : Fécondité des femmes, caractéristiques démographiques, socio-économiques et communautaires selon leur situation matrimoniale - HAÏTI 1994-1995**

		Situation matrimoniale			
		Non mariée, union sans cohabitation ou célibataire		Mariée ou union avec cohabitation	
		Nombre d'enfants déjà nés		Nombre d'enfants déjà nés	
		MOYENNE	N pondéré	MOYENNE	N pondéré
Niveau de vie/Qualité de vie (%)	Stratification socio-économique	3,046	152	4,082	672
	non pauvres	3,981	137	5,131	905
	intermédiaires	4,357	104	5,010	533
	pauvres	4,046	130	5,342	1088
	<b>Besoins (actifs) essentiels<sup>1</sup></b>				
	Nature du plancher	3,558	264	4,154	1023
	Nature des lieux d'aisance	4,030	118	5,336	969
	Mode d'accès à l'eau potable	3,942	81	5,428	845
	Nombre de personnes par pièces <3	3,255	212	4,100	908
	Accès à l'électricité	3,213	194	3,610	599
	Possession d'une radio	3,387	180	4,238	844
	“ d'une télévision	2,875	98	3,422	338
	“ d'un réfrigérateur	2,580	41	3,079	163
	“ d'une bicyclette	3,311	36	4,356	218
	“ d'un cyclomoteur ou d'une motocyclette	2,030	3	4,059	26
	“ d'une voiture	2,295	14	2,704	73
	“ d'un cheval ou d'une mule	3,783	49	5,411	400

(1) 1 = non précarité ; 0 = précarité ; (2) 1 = déficit total, 0 = déficit nul

Source : à partir de l'Enquête démographique et de santé (EDS) HAÏTI 1994-1995 – pondération normalisée

**Tableau A2 (suite 2) : Fécondité des femmes, caractéristiques démographiques, socio-économiques et communautaires selon leur situation matrimoniale - HAÏTI 1994-1995**

		Situation matrimoniale			
		Non mariée, union sans cohabitation ou célibataire		Mariée ou union avec cohabitation	
		Nombre d'enfants déjà nés		Nombre d'enfants déjà nés	
		MOYENNE	N pondéré	MOYENNE	N pondéré
<b>Niveau de vie/Qualité de vie (%)</b>					
	<b>Déficits de fonctionnements<sup>2</sup></b>				
	Habitat	3,582	341	4,303	1461
	Environnement sanitaire	3,934	143	5,331	1202
	Biens durables	3,474	230	4,506	1140
<b>Milieu de résidence</b>	Urbain	3,378	230	3,812	713
	rural	4,199	163	5,253	1397
<b>Localisation spatiale</b>	Aire Métropolitaine	3,119	157	3,401	435
	Autres Villes	3,938	73	4,454	279
	Rural	4,199	163	5,253	1397
<b>Région de résidence</b>	Aire Métropolitaine	3,119	157	3,401	435
	Nord	3,889	131	5,077	885
	Sud	4,403	105	5,169	791
<b>Discussion sur l'usage du Planning familial avec son conjoint/mari</b>	jamais	3,719	394	4,711	1091
	une ou deux fois	-	-	4,888	628
	plus souvent	-	-	4,725	391
<b>Perception par la femme de l'attitude du conjoint/mari par rapport au Planning familial</b>	désapprouve	3,719	394	4,930	286
	approuve	-	-	4,747	1185
	ne sait pas	-	-	4,728	639

(1) 1 = non précarité ; 0 = précarité ; (2) 1 = déficit total, 0 = déficit nul

Source : à partir de l'Enquête démographique et de santé (EDS) HAÏTI 1994-1995 – pondération normalisée

**Tableau A3 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de la fécondité des femmes et actifs (besoins) essentiels – Haïti 1994/95.**

Paramètres	OLS <sup>1</sup>		Poisson <sup>1</sup>		Ef.mg. <sup>3</sup>
	$\beta$	t <sup>2</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	
<b>Constante</b>	1,392	2,851*	0,669	4,780*	3,079*
<b>Alphabétisation de la femme<sup>4</sup></b>	-0,020	-0,124	-0,004	-0,098	-0,018
<b>Education de la Femme<sup>5</sup></b>					
Primaire	-0,056	-1,440	-0,013	-1,364	-0,062
Secondaire	-0,049	-0,949	-0,023	-1,501	-0,107
<b>Age de la femme<sup>6</sup></b>					
25-29 ans	0,471	2,357*	0,199	3,261*	0,917*
30-34 ans	1,247	6,398*	0,399	6,772*	1,840*
35-39 ans	2,275	11,585*	0,625	10,699*	2,877*
40-44 ans	2,756	13,411*	0,712	11,951*	3,277*
45-49 ans	2,965	13,920*	0,753	12,369*	3,465*
<b>Présence du conjoint/mari<sup>4</sup></b>	0,528	4,441*	0,127	4,258*	0,587*
<b>Femme chef de Ménage<sup>4</sup></b>	0,084	0,798	0,033	1,298	0,152
<b>Activité professionnelle de la femme<sup>7</sup></b>					
Artisanat	0,939	1,552	0,182	1,145	0,863
Agriculture	0,701	1,811**	0,130	1,180	0,599
Commerce/Informel	0,565	1,535	0,112	1,044	0,516
Chômeurs/ Inactifs	0,622	1,709**	0,121	1,138	0,559
<b>Education du conjoint/mari<sup>5</sup></b>					
Primaire	-0,043	-2,350*	-0,008	-1,891**	-0,037**
Secondaire	-0,029	-0,966	-0,015	-1,721**	-0,068**
<b>Activité professionnelle du conjoint/mari<sup>7</sup></b>					
Artisanat	-0,037	-0,199	-0,014	-0,287	-0,066
Agriculture	0,342	1,739**	0,065	1,284	0,299
Commerce/Informel	-0,171	-0,838	-0,042	-0,779	-0,195
Chômeurs/ Inactifs	-0,225	-0,984	-0,063	-1,017	-0,290
Log vraisemblance		-		-5173,639	
$\chi^2$ (sig)		-		1131,013 (0,000)	
R <sup>2</sup> ajusté		0,315		-	
F (sig)		31,234 (0,000)		-	
N		2504		2504	

(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  $\beta$  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 = Administration publique/privée ; (8) Le niveau de vie des ménages est exprimé en termes de besoins essentiels (actifs) : non précaire = 1 ; (9) Base = Aire Métropolitaine ; (10) Base = Non mariée ; (11) Base = Désapprouve ; (12) Jamais.

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 1994/1995.

**Tableau A3 (suite) : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de la fécondité des femmes et actifs (besoins) essentiels – Haïti 1994/95.**

Paramètres	OLS <sup>1</sup>		Poisson <sup>1</sup>		Ef.mg. <sup>3</sup>
	$\beta$	t <sup>2</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	
<b>Besoins (actifs) essentiels<sup>8</sup></b>					
Sol	-0,118	-1,032	-0,025	-0,958	-0,117
Aisance	0,252	2,275*	0,052	2,072*	0,241*
Eau	0,070	0,653	0,010	0,416	0,046
Electricité	-0,084	-0,488	-0,022	-0,517	-0,102
Radio	0,034	0,320	0,011	0,456	0,053
Télévision	-0,234	-1,395	-0,051	-1,155	-0,236
Réfrigérateur	-0,377	-1,834**	-0,099	-1,744**	-0,457**
Bicyclette	-0,009	-0,063	-0,002	-0,064	-0,011
Motocyclette	0,232	0,578	0,064	0,620	0,294
Voiture	-0,378	-1,367	-0,113	-1,370	-0,520
Cheval/mule	0,011	0,095	-0,002	-0,071	-0,008
<b>Localisation spatiale<sup>9</sup></b>					
Autres Villes	0,209	1,253	0,067	1,547	0,309
Rural	0,114	0,622	0,040	0,868	0,186
<b>Situation matrimoniale<sup>10</sup></b>					
Mariée	0,549	2,934*	0,124	2,672*	0,571*
<b>Perception par la femme de l'attitude du conjoint/mari par rapport au Planning Familial<sup>11</sup></b>					
Approuve	-0,299	-2,024*	-0,065	-1,905**	-0,298**
Ne sait pas	-0,300	-1,955**	-0,065	-1,850**	-0,299**
<b>Discussion sur l'usage du Planning familial avec son conjoint/mari<sup>12</sup></b>					
Une ou deux fois	0,549	4,276*	0,117	3,962*	0,540*
Plus souvent	0,774	5,203*	0,175	5,058*	0,807*
<hr/>					
Log vraisemblance		-		-5173,639	
$\chi^2$ (sig)		-		1131,013 (0,000)	
R <sup>2</sup> ajusté		0,315		-	
F (sig)		31,234 (0,000)		-	
N		2504		2504	

(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  $\beta$  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 = Administration publique/privée ; (8) Le niveau de vie des ménages est exprimé en termes de besoins essentiels (actifs) : non précaire = 1 ; (9) Base = Aire Métropolitaine ; (10) Base = Non mariée ; (11) Base = Désapprouve ; (12) Jamais.

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 1994/1995.

**Tableau A4 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de la fécondité des femmes et stratification socio-économique – Haïti 1994/95.**

Paramètres	OLS <sup>1</sup>		Poisson <sup>1</sup>		Ef.mg. <sup>3</sup>
	$\beta$	t <sup>2</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	
<b>Constante</b>	0,930	1,974*	0,564	4,130*	2,595*
<b>Alphabétisation de la femme<sup>4</sup></b>	-0,016	-0,103	-0,004	-0,106	-0,019
<b>Education de la femme<sup>5</sup></b>					
Primaire	-0,060	-1,570	-0,014	-1,467	-0,066
Secondaire	-0,080	-1,608	-0,032	-2,117*	-0,146*
<b>Age de la femme<sup>6</sup></b>					
25-29 ans	0,489	2,454*	0,204	3,340*	0,938*
30-34 ans	1,225	6,302*	0,395	6,607*	1,818*
35-39 ans	2,229	11,414*	0,615	10,578*	2,832*
40-44 ans	2,733	13,351*	0,707	11,902*	3,253*
45-49 ans	2,934	13,848*	0,746	12,316*	3,435*
<b>Présence du conjoint/mari<sup>4</sup></b>	0,534	4,512*	0,129	4,326*	0,594*
<b>Femme chef de ménage<sup>4</sup></b>	0,079	0,751	0,032	1,262	0,148
<b>Activité professionnelle de la femme<sup>7</sup></b>					
Artisanat	0,879	1,454	0,172	1,086	0,793
Agriculture	0,754	1,949**	0,139	1,266	0,644
Commerce/Informel	0,587	1,596	0,116	1,082	0,536
Chômeurs/ Inactifs	0,642	1,766**	0,124	1,159	0,570
<b>Education du conjoint/mari<sup>5</sup></b>					
Primaire	-0,048	-2,656*	-0,009	-2,119*	-0,041*
Secondaire	-0,044	-1,481	-0,019	-2,243*	-0,087*
<b>Activité professionnelle du conjoint/mari<sup>7</sup></b>					
Artisanat	-0,060	-0,321	-0,019	-0,381	-0,087
Agriculture	0,380	1,959*	0,073	1,466	0,336
Commerce/Informel	-0,196	-0,961	-0,047	-0,859	-0,215
Chômeurs/ Inactifs	-0,224	-0,981	-0,061	-0,995	-0,282
Log vraisemblance		-		-5178,476	
$\chi^2$ (sig)		-		1121,340 (0,000)	
R <sup>2</sup> ajusté		0,314		-	
F (sig)		40,585 (0,000)		-	
N		2504		2504	

(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  $\beta$  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 = Administration publique/privée ; (8) Le niveau de vie des ménages exprimé en termes d'actifs est stratifié en trois groupes socio-économiques : base = non pauvres ; (9) Base = Aire Métropolitaine ; (10) Base = Non mariée ; (11) Base = Désapprouve ; (12) Jamais.

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 1994/1995.

**Tableau A4 (suite) : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de la fécondité des femmes et stratification socio-économique – Haïti 1994/95.**

Paramètres	OLS <sup>1</sup>		Poisson <sup>1</sup>		Ef.mg. <sup>3</sup>
	$\beta$	t <sup>2</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	
<b>Stratification socio-économique<sup>8</sup></b>					
Intermédiaires	0,374	3,400*	0,079	2,985*	0,365*
Pauvres	0,478	3,992*	0,102	3,556*	0,470*
<b>Localisation spatiale<sup>9</sup></b>					
Autres Villes	0,351	2,369*	0,102	2,667*	0,468*
Rural	0,385	2,806*	0,100	2,831*	0,462*
<b>Situation matrimoniale<sup>10</sup></b>					
Mariée	0,566	3,024*	0,128	2,773*	0,591*
<b>Attitude du conjoint/mari par rapport au Planning Familial<sup>11</sup></b>					
Approuve	-0,299	-2,030*	-0,064	-1,900**	-0,297**
Ne sait pas	-0,295	-1,934**	-0,064	-1,824**	-0,293**
<b>Discussion sur l'usage du Planning familial avec son conjoint/mari<sup>12</sup></b>					
Une ou deux fois	0,518	4,046*	0,110	3,749*	0,509*
Plus souvent	0,748	5,036*	0,170	4,910*	0,782*
Log vraisemblance		-		-5178,476	
$\chi^2$ (sig)		-		1121,340 (0,000)	
R <sup>2</sup> ajusté		0,314		-	
F (sig)		40,585 (0,000)		-	
N		2504		2504	

(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  $\beta$  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 = Administration publique/privée ; (8) Le niveau de vie des ménages exprimé en termes d'actifs est stratifié en trois groupes socio-économiques : base = non pauvres ; (9) Base = Aire Métropolitaine ; (10) Base = Non mariée ; (11) Base = Désapprouve ; (12) Jamais.

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 1994/1995.



**Tableau A5 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de la fécondité des femmes et fonctionnements essentiels – Haïti 1994/95.**

Paramètres	OLS <sup>1</sup>		Poisson <sup>1</sup>		Ef.mg. <sup>3</sup>
	$\beta$	t <sup>2</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	
<b>Constante</b>	1,863	3,963*	0,745	5,430*	3,429*
<b>Alphabétisation de la femme<sup>4</sup></b>	-0,033	-0,208	-0,005	-0,125	-0,023
<b>Education de la femme<sup>5</sup></b>					
Primaire	-0,048	-1,271	-0,012	-1,236	-0,056
Secondaire	-0,097	-1,968*	-0,035	-2,366*	-0,164*
<b>Age de la femme<sup>6</sup></b>					
25-29 ans	0,457	2,322*	0,197	3,228*	0,908*
30-34 ans	1,201	6,266*	0,391	6,625*	1,797*
35-39 ans	2,231	11,578*	0,617	10,591*	2,838*
40-44 ans	2,723	13,498*	0,705	11,876*	3,245*
45-49 ans	2,936	14,074*	0,748	12,351*	3,444*
<b>Présence du conjoint/mari<sup>4</sup></b>	0,507	4,323*	0,123	4,109*	0,566*
<b>Femme chef de ménage<sup>4</sup></b>	0,135	1,310	0,044	1,752**	0,205**
<b>Activité professionnelle de la femme<sup>7</sup></b>					
Artisanat	0,849	1,419	0,165	1,038	0,760
Agriculture	0,671	1,755**	0,123	1,111	0,566
Commerce/Informel	0,581	1,599	0,114	1,058	0,525
Chômeurs/ Inactifs	0,626	1,741**	0,120	1,117	0,551
<b>Education du conjoint/mari<sup>5</sup></b>					
Primaire	-0,035	-1,944**	-0,007	-1,564	-0,031
Secondaire	-0,048	-1,623	-0,020	-2,324*	-0,090*
<b>Activité professionnelle du conjoint/mari<sup>7</sup></b>					
Artisanat	-0,021	-0,115	-0,009	-0,187	-0,043
Agriculture	0,314	1,633	0,061	1,228	0,283
Commerce/Informel	-0,146	-0,726	-0,036	-0,660	-0,165
Chômeurs/ Inactifs	-0,149	-0,661	-0,045	-0,723	-0,206
Log vraisemblance				-5154,605	
$\chi^2$ (sig)				1169,081 (0,000)	
R <sup>2</sup> ajusté		0,330		-	
F (sig)		42,101 (0,000)		-	
N		2504		2504	

(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  $\beta$  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 = Administration publique/privée ; (8) Le niveau de vie (ou la qualité de vie) des ménages est exprimé en termes de déficits (écarts) de fonctionnements essentiels : écart total = 1 ; (9) Base = Aire Métropolitaine ; (10) Base = Non mariée ; (11) Base = Désapprouve ; (12) Jamais.

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 1994/1995.

**Tableau A5 (suite) : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations des déterminants de la fécondité des femmes et fonctionnements essentiels – Haïti 1994/95.**

Paramètres	OLS <sup>1</sup>		Poisson <sup>1</sup>		Ef.mg. <sup>3</sup>
	$\beta$	t <sup>2</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	
<b>Fonctionnements vitaux<sup>8</sup></b>					
Habitat	-0,854	-8,118*	-0,166	-7,030*	-0,762*
Environnement sanitaire	0,187	1,730**	0,038	1,467	0,174
Biens durables	-0,017	-0,182	-0,001	-0,030	-0,003
<b>Localisation spatiale<sup>9</sup></b>					
Autres Villes	0,357	2,435*	0,105	2,759*	0,484*
Rural	0,241	1,701**	0,074	2,013*	0,342*
<b>Situation matrimoniale<sup>10</sup></b>					
Mariée	0,557	3,018*	0,126	2,719*	0,580*
<b>Attitude du conjoint/mari par rapport au Planning Familial<sup>11</sup></b>					
Approuve	-0,309	-2,121*	-0,067	-1,957*	-0,307*
Ne sait pas	-0,340	-2,247*	-0,072	-2,039*	-0,330*
<b>Discussion sur l'usage du Planning familial avec son conjoint/mari<sup>12</sup></b>					
Une ou deux fois	0,476	3,757*	0,101	3,422*	0,466*
Plus souvent	0,722	4,914*	0,166	4,776*	0,763*
Log vraisemblance				-5154,605	
$\chi^2$ (sig)				1169,081 (0,000)	
R <sup>2</sup> ajusté		0,330		-	
F (sig)		42,101 (0,000)		-	
N		2504		2504	

(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  $\beta$  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 = Administration publique/privée ; (8) Le niveau de vie (ou la qualité de vie) des ménages est exprimé en termes de déficits (écarts) de fonctionnements essentiels : écart total = 1 ; (9) Base = Aire Métropolitaine ; (10) Base = Non mariée ; (11) Base = Désapprouve ; (12) Jamais.

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 1994/1995.