

BUREAU D'APPLICATION DES METHODES

STATISTIQUES ET INFORMATIQUES

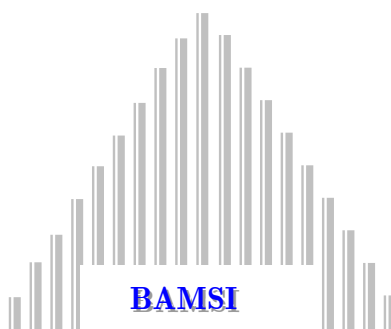
Document
de Travail

DT 14/2007

Pauvreté et fécondité au Congo

Samuel AMBAPOUR

Armel MOUSSANA HYLOD



BAMSI B.P. 13734 Brazzaville

Pauvreté et fécondité au Congo

*Samuel AMBAPOUR**

*Armel MOUSSANA HYLOD***

Résumé : Dans ce texte, on se propose d'analyser la relation entre pauvreté et fécondité à partir des données de l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) du Congo de 2005. Cette relation qui a déjà fait l'objet de nombreuses recherches dans différents pays, a suscité de nombreux débats dans la littérature démo-économique. Il ressort que, l'association pauvreté et fécondité donnent des résultats paradoxaux étroitement dépendants des indicateurs de mesure de la pauvreté. Dans ce papier, la pauvreté est abordée selon une approche non monétaire et multidimensionnelle ; plus précisément, elle est appréhendée selon trois sous approches : actifs essentiels, stratification socioéconomique du niveau de vie des ménages, et approche des capacités de Sen. Quant à la fécondité, l'indicateur retenu est la parité : nombre d'enfants qu'a eu une femme au cours des cinq dernières années précédant l'enquête. Les résultats des analyses économétriques montrent qu'effectivement, le sens de la relation entre pauvreté et fécondité peut différer d'un indicateur de pauvreté à l'autre.

Mots-clés : actifs essentiels, capacités, fécondité, fonctionnements, pauvreté non monétaire, stratification socio-économique.

* CNSEE BP 2031 Brazzaville. E-mail : ambapour_samuel@yahoo.fr

**Ingénieur Statisticien au CNLS (stagiaire au CNSEE au moment de la rédaction de ce texte).

Ces documents de travail ne reflètent pas la position du BAMSI, mais n'engagent que ses auteurs.

These working papers don't reflect the position of BAMSI but only their authors view

Introduction

La relation entre pauvreté et fécondité qui a déjà fait l'objet de nombreuses recherches dans différents pays, a suscité de nombreux débats dans la littérature démo - économique. Il ressort que, l'association pauvreté et fécondité donnent des résultats paradoxaux¹ étroitement dépendants des indicateurs de mesure de la pauvreté (Schoumaker, 1998 ; Schoumaker et Tabutin, 1999 ; Schoumaker, 2004). En effet, on note des indicateurs très variés tant pour la pauvreté (revenu total du ménage, revenu par personne, indicateur composite, classe socio-économique, etc.) que pour la fécondité (indice synthétique de fécondité, parité par âge, descendance par âge, taux global de fécondité, etc.).

Dans ce papier, l'indicateur retenu pour la fécondité est la parité : le nombre d'enfants qu'a eu une femme au cours des cinq dernières années précédant l'enquête. Quant à la pauvreté, elle est abordée selon une approche non monétaire et multidimensionnelle² ; plus précisément, elle est appréhendée selon trois sous approches (Beaulière, 2004) : actifs essentiels, stratification socioéconomique du niveau de vie des ménages, et approche des capacités⁵ de Sen. Dans la première approche dite traditionnelle, certains éléments liés à l'habitat et au confort sont utilisés comme régresseurs dans l'étude de la relation pauvreté - fécondité. Dans la deuxième, qualifiée de restreinte, toujours à partir des actifs physiques liés à l'habitat et aux biens durables, on construit un indicateur de richesse pour chaque ménage, lequel indicateur permet de grouper les ménages en différentes classes. Dans l'approche des capacités ou des fonctionnements de Sen, on s'appuie sur une mesure micro-dimensionnelle de la pauvreté. Les différents actifs physiques et biens durables sont regroupés et notés selon les niveaux de précarité ou de non précarité. Au sein de chaque groupe, une sommation est ensuite effectuée et un niveau de subsistance est choisi. Les fonctionnements qui en résultent sont exprimés en termes d'écart ou de déficits par rapport au niveau de subsistance respectif.

L'analyse de la relation pauvreté-fécondité se situe dans l'optique de la Nouvelle Economie de la Famille (New Home Economics) selon laquelle, il est possible d'appliquer aux comportements démographiques les instruments classiques de la théorie du consommateur. En d'autres termes, cette analyse englobe les variables

¹Lettre du CICRED n° 2, 2000 (Pauvreté, fécondité et planification familiale, Mexico, 2-4 juin 1998)

²Ambapour (2006)

⁵La pauvreté se traduit par un manque de capacités fonctionnelles élémentaires pour atteindre certains minima acceptables.

habituelles de revenu et de dépenses, mais également la qualité des enfants⁴, et les contraintes en termes de temps et coût d'opportunité des naissances. Ce cadre d'analyse est d'ailleurs amendé pour tenir compte des spécificités des pays en développement, dans lesquels les enfants constituent d'une part une source de main d'œuvre importante, et d'autre part une assurance contre les aléas de la conjoncture ou les risques de vieillesse. Si l'on se réfère à l'idée très répandue, issue de la Nouvelle Economie de la Famille selon laquelle la pauvreté est à l'origine d'une fécondité élevée, cette affirmation est corroborée ou rejetée selon les indicateurs de pauvreté choisis.

Le mouvement de ce texte est le suivant : dans la première partie, on indique la source des données ainsi que les indicateurs utilisés dans l'étude de la relation pauvreté - fécondité. La deuxième partie est consacrée à la présentation du modèle théorique et aux procédures économétriques utilisées. La troisième partie donne les résultats des estimations économétriques. D'abord sont présentés les résultats de la relation directe pauvreté – fécondité, ensuite ceux des déterminants de la fécondité suite à l'introduction des variables de contrôle.

1. Source des données et indicateurs utilisés

1.1. Source des données

Les données utilisées proviennent de la première enquête démographique et de santé du Congo (EDS-I) conduite en 2005 par le Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques, en collaboration avec ORC Macro. L'échantillon de cette enquête est représentatif au niveau national, et stratifié à deux degrés. Il a été tiré indépendamment dans chaque strate :

- au premier degré, 225 grappes ont été tirées, proportionnellement à leur taille, à partir de la liste des Zones de Dénombrement (ZD) établie lors du Recensement Général de la Population et de l'Habitat (RGPH) de 1996. Toutes les grappes sélectionnées ont fait l'objet d'un dénombrement exhaustif des ménages ;
- au deuxième degré, des ménages ont été tirés, à probabilité égale, à partir de la liste des ménages établie lors de l'opération de dénombrement. Au total 6012 ménages ont été sélectionnés pour l'enquête ménage.

⁴Cet aspect ne sera pas pris en compte dans l'analyse

Toutes les 225 grappes sélectionnées dans l'échantillon ont pu être enquêtées. Sur les 6012 ménages sélectionnés, 5926 ménages ont été identifiés et trouvés au moment de l'enquête et, parmi ces derniers, 5879 ont pu être enquêtés avec succès. A l'intérieur des 5879 ménages, un questionnaire a été administré à 7440 femmes éligibles en âge de procréer, soit celles âgées de 15 à 49 ans, interviewées avec un taux de réponse de 95% ; soit en définitive, 7051 femmes. S'agissant des hommes, dans un sous échantillon de ménages (un sur deux), 3515 hommes de 15 à 49 ans ont été identifiés et parmi ces derniers, 3146 ont été enquêtés avec succès, soit un taux de réponse de 90%.

Cette étude porte sur un sous échantillon de 3928 femmes de 15 à 49 ans pour lesquelles on avait des informations complètes sur les indicateurs choisis.

Ainsi, l'EDS-I du Congo a permis de collecter à l'échelle nationale, des informations permettant de connaître les niveaux et les tendances de la fécondité et d'en analyser les facteurs explicatifs et d'apprécier les attitudes, connaissances et utilisation en matière contraceptive. Cependant, il faut noter que l'EDS-1 du Congo (comme beaucoup d'enquêtes de ce genre réalisées dans beaucoup de pays) n'a pas permis de collecter les données relatives aux indicateurs monétaires de niveau de vie. Il est donc impossible d'aborder la pauvreté selon l'aspect monétaire pour lequel de nombreux travaux se sont penchés, soit pour déterminer une ligne de pauvreté (Ravallion, 1996), soit pour calculer des indices de pauvreté (Forster et al., 1984). Dans ces conditions, la prise en compte de l'aspect monétaire de la pauvreté est abandonnée au profit d'autres approches où les revenus (où les dépenses) ne permettent pas de mesurer toutes les dimensions de la pauvreté (Sen, 1985). Dans cette optique, l'approche non monétaire basée sur l'utilisation des informations relatives aux actifs et conditions de vie des ménages offre une alternative intéressante. Ce texte s'inscrit donc dans ce contexte. Ce sont des informations relatives aux actifs physiques des ménages et comprennent deux éléments : les caractéristiques de l'habitation et la disponibilité des biens durables.

Les éléments relatifs à l'habitat et au confort sont les suivants :

- nature des murs (terre battue, bois/planche, brique en terre non cuite, tôle, brique cuite, ciment/agglo/parpaing, autre) ;
- nature du toit (paille/chaume/natte, tôle, tuile, autre);
- nature du sol (terre/sable, bois/planches, parquet ou bois poli, vinyle/lino/gerflex, carreaux, ciment, moquette, autre) ;
- type d'aisance (chasse d'eau, fosse/latrines améliorées, fosse/latrines rudimentaires, pas de toilette/nature, autre);

- mode d'accès à l'eau (robinet intérieur propre, robinet intérieur partagé, fontaine publique ; puits protégé intérieur, forage/puits à pompe ; puits non protégé intérieur, puits non protégé public ; source protégée, source non protégée, rivière/fleuve/marigot ; eau de pluie, camion citerne, eau bouteille, autre) ;

- énergie pour la cuisson des aliments (électricité, gaz bouteille/naturel, pétrole, charbon de bois, bois à brûler, sciure/copeaux de bois, autre).

Les avoirs des ménages concernent un nombre limité des biens fonctionnels du ménage, liés aux transports, à l'habitation ou à la communication : radio, télévision, téléphone fixe, téléphone portable, ordinateur, réfrigérateur, réchaud à gaz/cuisinière, réchaud à pétrole, bicyclette, mobylette ou motocyclette, voiture ou camion, pirogue sans moteur, bateau/piroque hors-bord.

1.2. Indicateurs utilisés

1.2.1. Indicateurs de pauvreté

L'approche de la pauvreté adoptée est comme, on l'a déjà indiqué, non monétaire et multidimensionnelle, et le choix des indicateurs résulte de la disponibilité des données dans l'enquête. Trois sous approches sont utilisées : actifs essentiels, stratification socio-économique du niveau de vie des ménages et capacités de Sen.

(i) Actifs essentiels.

Les ménages pauvres sont définis en fonction de leur degré de précarité en termes d'accès à un certain nombre d'actifs. Il s'agit : des bien durables (radio, téléviseur, réfrigérateur, cuisinière, bicyclette, camion, pirogue) et des caractéristiques de l'habitat, notamment, de l'assainissement (source d'eau potable, type de toilette) et de l'habitat proprement dit (accès à l'électricité, nature du sol). Ainsi pour tout ménage i et pour tout actif j , on obtient un tableau X dont les données sont en 0 et 1, ayant valeur booléenne :

$$x_{ij} = 0 \text{ si le ménage } i \text{ n'a pas accès à l'actif } j, \\ = 1 \text{ sinon.}$$

Dans ce cas le critère de pauvreté retenu est le suivant :

$$\sum \{x_{ij} | j \in J\} = 0, \text{ le ménage est pauvre,} \\ \geq 1 \text{ sinon} \quad (1)$$

(J étant l'ensemble des indicateurs).

Ainsi, pour un niveau de précarité codé 0, sont retenus comme pauvres :

- les ménages dont l'accès aux biens durables ne sont pas assurés ;
- les ménages n'ayant pas accès à l'eau potable ;
- les ménages habitant une maison dont le sol est naturel (en terre/sable) ;
- les ménages n'utilisant pas de toilette moderne ;
- les ménages n'ayant pas accès à l'électricité.

(ii) Stratification socio-économique

Comme les données de l'enquête Démographique et de Santé ne collectent aucune information sur les revenus (ou les dépenses), il s'agit dans un premier temps, d'estimer un indicateur de richesse pour chaque ménage basé sur la somme pondérée de différents indicateurs de bien-être (Bollen, Glanville, et al., 2002 ; Filmer et Pritchett, 2001 ; Montgomery et al., 2000 ; Sahn et Stifel, 2000). Si l'on note par X_i l'indicateur de richesse pour le ménage i , x_{ij} sa dotation en besoin essentiel j et par α_j le poids de chaque besoin essentiel, l'expression de X_i est donnée par :

$$X_i = \alpha_1 x_{i1} + \dots + \alpha_j x_{ij} \quad (2)$$

Différentes techniques d'analyse multivariée (Lebart et ali, 1995) sont souvent utilisées pour construire cet indicateur. A la suite des travaux de Meulman (1992), on emploie l'analyse en composantes principales non linéaire avec codage optimal (Beaulière, 2004 ; Lachaud, 1999). Sahn et Stifel (2000) préfèrent l'analyse confirmatoire, car selon eux, cette méthode peut se satisfaire d'un nombre limité de facteurs communs. Dans le but de réduire l'arbitraire dans le choix de la méthode de réduction des données, deux approches sont utilisées ces derniers temps. La première se fonde sur la méthodologie proposée par Asselin (2002) et se sert de l'analyse des correspondances multiples (Ambapour, 2006 ; Vodounou et Ahoey, 2001) comme technique de réduction des données. La deuxième approche utilise l'analyse confirmatoire avec variables qualitatives⁵ (Moustaki, 2000 ; Jöreski et Moustaki, 2001, Maweki-Batana, 2007). La présente étude se base sur l'analyse des correspondances multiples (ACM).

Ainsi, disposant de l'indicateur de richesse pour chaque ménage, on réalise dans un deuxième temps une classification ascendante hiérarchique (Ambapour-Kosso, 1992) à partir des coordonnées des deux premiers facteurs de l'ACM, permettant de grouper les ménages en trois classes : non pauvre, intermédiaire et pauvre.

⁵Deux approches sont proposées : l'approche de la variable de réponse sous-jacente et l'approche de la fonction réponse (Jöreski et Moustaki,, 2001)

(iii) Capabilités de Sen.

Ici, il s'agit d'exprimer un indicateur de pauvreté multidimensionnel décomposable, à la fois selon les sous-groupes et les attributs⁶ (Chakravaty, Mukherjee et Ranade, 1997 ; Bourguignon, Chakravaty, 2003). Considérons le tableau X des besoins essentiels de terme x_{ij} mesurant la quantité du j -ème besoin essentiel possédée par le ménage i . L'indice de pauvreté multidimensionnel $P(X; z)$ est exprimé par :

$$P(X; z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k \alpha_j g \left(\frac{x_{ij}}{z_j} \right) \quad (3)$$

Où les α_j (pondérations accordées aux besoins essentiels) sont des constantes >0 telles que $\sum \alpha_j = 1$. La fonction g associée à (x_{ij}, z_j) est une fonction de dénuement ressenti par le ménage i lorsque la quantité du besoin essentiel j possédée est inférieure ou égale au niveau de subsistance z_j . La contribution du sous groupe i en

pourcentage à l'ensemble de la pauvreté est estimée par : $\left\{ \left(\frac{n_i}{n} \right) \times \left[\frac{P(X^i; z)}{P(X; z)} \right] \times 100 \right\}$ où

n_i est l'effectif des individus ou des ménages du groupe i , $P(X^i; z)$ l'indice de pauvreté du groupe i . Et, la contribution du besoin essentiel j à la pauvreté en

pourcentage total est égale à : $\left\{ \alpha_j \times \left[\frac{P(x_j; z_j)}{P(X; z)} \right] \times 100 \right\}$ où $P(x_j; z_j)$ est l'indice de

pauvreté du besoin essentiel j .

Le reproche fait à cet indice multidimensionnel, c'est le caractère arbitraire de la définition des seuils de pauvreté. Il est donc susceptible de varier avec l'intuition de l'auteur.

L'approche de Sen permet donc de tenir compte de la liberté de choisir entre différentes combinaisons de fonctionnements⁷. Dans le cas de la présente étude, l'analyse multidimensionnelle de la pauvreté se limite à trois dimensions de l'accès aux besoins essentiels : biens durables, assainissement et habitat. De ce fait, comme le souligne Lachaud (1999), l'on suppose implicitement que l'accès à ces besoins traduit

⁶Cet indice constitue une extension de la décomposition unidimensionnelle des mesures FGT, et, en même temps une tentative pour rendre opérationnel l'approche des capabilités de Sen (voir les travaux de Lachaud)

⁷«Un fonctionnement est une réalisation, tandis que la capacité renvoie à l'aptitude à réaliser. Les fonctionnements sont donc plus directement liés aux conditions de vie puisqu'ils correspondent à différents aspects des conditions de vie » (Sen, 1992)

un niveau de bien-être observé non seulement par rapport aux fonctionnements spécifiques appréhendés, mais également en relation avec d'autres besoins de base ; et que ces trois besoins retenus expriment les capacités d'accès à la fois à des biens privés (habitat, environnement sanitaire individuel) et à des services publics (assainissement sanitaire collectif).

Explicitons concrètement le mode opératoire de cette approche à partir des trois dimensions du bien-être appréhendées précédemment⁸. Dans un premier temps toutes les catégories d'actifs sont préalablement regroupées selon les niveaux de précarité ou de non précarité. La précarité totale est notée 0 et la non précarité 1. Dans un deuxième temps, au sein des trois groupes (biens durables, assainissement et habitat), on additionne les notes de précarité relatives à chaque actif. Elles vont, respectivement pour les biens durables, l'assainissement et l'habitat de 0 à 7, 0 à 2 et 0 à 2 ; les notes maximales 7, 2 et 2 correspondant à une absence de précarité. Dans ces conditions, tout ménage ayant un handicap est déclaré pauvre. Ce qui revient à fixer une ligne de pauvreté $z=1$. Dans ce contexte, les fonctionnements qui en résultent, s'expriment en termes d'écarts ou de déficits par rapport au niveau de substance respectif ($z=1$).

1.2.2. Indicateur de fécondité

La fécondité est considérée ici, comme un phénomène en rapport avec les naissances vivantes du point de vue de la femme ou du couple. Plusieurs indicateurs permettent de saisir ce phénomène (Tabutin, 2000). Dans le cas de l'EDS-I du Congo parmi les indicateurs fournis, on peut citer : le taux de fécondité par âge, l'indice synthétique de fécondité, le taux de natalité, le taux global de fécondité pour la période des trois années précédant l'enquête. Dans la présente étude, l'indicateur de fécondité retenu est la parité : nombre d'enfants qu'a eu une femme au cours des cinq dernières années précédant l'enquête. L'inconvénient de cette mesure est connu. Selon Rogers (cité par Schoumaker et Tabutin, 2004), la parité fait référence à une période passée⁹, alors que la plupart des mesures de niveau de vie se rapportent au présent. Notre étude n'échappe donc pas à cette critique. Néanmoins, la tonalité de ce commentaire peut être atténuée si l'on tient compte de l'argumentation de Leridon (Schoumaker et Tabutin, op. cité) selon laquelle, pour une femme, il existerait une forte corrélation entre le statut socio-économique à 25 ans et le statut socio-économique à 45 ans.

⁸Voir Lachaud (2001)

⁹Possibilité des risques d'omissions ou de confusions (entre par exemple mort-nés et naissances vivantes).

2. Modélisation et procédures économétriques

2.1. Modélisation

La fécondité semble être parmi les trois composantes principales de la démographie (fécondité, mortalité, migration), celle qui dispose des fondations théoriques les plus fournies et les plus complètes (De Bruijn, 2002). Dans ce domaine, on note cependant que les seules approches théoriques ayant fait l'objet des formulations précises et de réelles tentatives de validation proviennent des économistes (Leridon et Toulemon, 1997). Dans cette optique, le modèle théorique présenté ici se base sur la *Nouvelle Economie de la Famille* » associé au nom de G. Becker, dont le but avéré est l'analyse de l'ensemble des comportements au sein de la famille, avec l'aide des outils de la théorie micro-économique. Cette *Nouvelle Economie de la Famille* de l'Ecole de Chicago est fondée sur la théorie du choix du consommateur¹⁰ : dans toutes ses activités, l'homme s'efforce d'effectuer des choix rationnels, en arbitrant entre les coûts et les bénéfices attendus de chaque décision. Ainsi, cette approche micro-économique englobe les variables habituelles de revenu et de dépenses, mais également la qualité des enfants, et les contraintes en termes de temps et coût d'opportunité des naissances. Le modèle fait ainsi le lien entre les décisions prises en matière de fécondité et celles qui touchent aux autres activités du ménage, comme la participation à la force de travail, l'éducation et la consommation.

L'approche de Becker est souvent utilisée pour expliquer les différences de comportement de fécondité entre pays développés et pays en voie de développement en termes d'analyse de la structure des coûts (Vigniolle, 2004). Dans les premiers, les coûts liés à la quantité sont élevés, alors que les coûts associés à la qualité sont faibles. La situation est inversée dans les pays en développement¹¹.

La formulation de l'approche micro-économique est la suivante : soient q et p , les quantités et les prix du bien i consommé, r le revenu, S la fonction de satisfaction du consommateur. Le comportement du consommateur est défini par¹² :

¹⁰Leibenstein est le premier économiste à faire entrer l'enfant dans la liste des « biens de consommation » possibles pour les parents et Becker a ajouté à l'analyse « un effet qualité » (Doliger, 2006 ; Leridon et Toulemon, 1997)

¹¹Un arbitrage rationnel entre les différents types de coûts peut ainsi permettre de comprendre les comportements de fécondité.

¹²Pour plus de détails on pourra consulter Leridon et Toulemon (1997), Beaulière (2004, 2007).

$$\begin{aligned} & \text{Max } S(q_1, \dots, q_i, \dots) \\ & \text{sc} \\ & \sum_i p_i q_i \leq r \end{aligned} \tag{4}$$

Sous l'hypothèse que la fonction de satisfaction S est continue, croissante, différentiable jusqu'au second ordre, avec des dérivées premières non simultanément nulles, et strictement quasi concave, il existe un vecteur $q = (q_1, \dots, q_i, \dots)$ unique maximisant S sous la contrainte de revenu r . Les fonctions de demande :

$$q_i(r, p) \tag{5}$$

définissent comment varie $q = (q_1, \dots, q_i, \dots)$ quand les données exogènes $p = (p_1, \dots, p_i, \dots)$ et r varient et permettent de définir les élasticités de revenu, de prix ou croisées.

A chaque bien non marchand (comme les enfants ou la santé) que peut produire le ménage, on associe une fonction de production :

$$Z(x, t) \tag{6}$$

qui dépend de l'ensemble des biens et services nécessaires x_i et des temps qui devront y être consacrés par les divers membres du ménage t_i .

De là, on définit une fonction d'utilité familiale U plus large que la fonction de satisfaction S , prenant en compte l'ensemble des biens et services, et donc le nombre d'enfants souhaité, c'est-à-dire la fécondité F :

$$U = U(F, S, Z) \tag{7}$$

La contrainte à respecter est ici double : en ressources financières disponibles (r) et en temps disponible (t). Apparaît donc la nécessité d'arbitrer entre le temps consacré au travail (qui génère des revenus) et celui consacré à l'éducation des enfants (qui augmente la production Z).

Sous certaines hypothèses (additivité et linéarité pour les fonctions de demande et de production, signes des diverses élasticités) et en travaillant sur l'ensemble de la durée

du ménage, on aboutit à une équation de régression classique reliant le nombre final d'enfants à certaines variables explicatives¹³.

Il devient intéressant, tant du point théorique que pratique de savoir si la modélisation ci-dessus est réellement pertinente dans le cas des pays en développement¹⁴ (Wakam, 2004). Beaulière (2004) note que la modélisation présentée ci-dessus semble être attrayante pour l'étude de la relation pauvreté - fécondité, mais cependant elle reste trop simpliste. Le modèle doit donc être amendé pour tenir compte des particularités des pays en développement, dans lesquels les enfants constituent d'une part une source de main-d'œuvre non négligeable, et d'autre part une assurance contre les aléas de la conjoncture ou les risque de la vieillesse. Le modèle est alors enrichi par des idées puisées dans d'autres disciplines, de façon à tenir compte des aspects démographiques, culturels et médicaux¹⁵ (Picard-Tortoroci, 1999). Dans cette optique, la fonction de demande d'enfants peut de façon générale s'écrire :

$$\varphi_i = \varphi(\lambda_h, \lambda_f, \lambda_m, \lambda_c, \varepsilon_i) \quad (8)$$

avec λ_h , un ensemble des caractéristiques du ménage, λ_f et λ_m respectivement les caractéristiques de la femme et du conjoint/mari, λ_c les caractéristiques de l'environnement ou de la communauté et ε_i l'erreur aléatoire qui reflète l'hétérogénéité de la fécondité des femmes et les facteurs inobservables. De (8), on peut extraire la liaison directe entre pauvreté non monétaire et fécondité en posant :

$$\varphi_i = \varphi(\lambda_{h_p}, \varepsilon_i) \quad (9)$$

avec λ_{h_p} , une caractéristique du ménage liée à la pauvreté non monétaire (actifs des ménages par exemple).

¹³Où la fécondité F peut dépendre par exemple, du coût de la planification familiale, du prix des biens échangeables sur le marché, du niveau de salaire des parents, des actifs ou des capacités productives du ménage (voir Beaulière, 2004)

¹⁴Plus précisément dans le contexte socio-culturel négro-africain

¹⁵«L'aspect épidémiologique permet de mettre en évidence les processus susceptibles de conduire au décès d'un enfant et d'en déduire les instruments potentiels pour identifier l'impact de la mortalité infantile sur la fécondité... L'aspect culturel peut guider le choix des hypothèses et des variables exogènes » (Picard-Tortoroci, 1999).

2.2. Procédures économétriques

Dans cette étude, deux formes fonctionnelles des modèles (8) et (9) ont été utilisées.

La première est le modèle linéaire suivant

$$\varphi_i = X\beta + v_i \quad (10)$$

où

$$X = \{\lambda_h, \lambda_f, \lambda_m, \lambda_c\} \quad (11)$$

L'équation (10) est estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

La deuxième forme est le modèle de régression de Poisson. C'est un modèle adapté à l'analyse de variables entières non négatives (données de comptage) telles que le nombre d'enfants nés vivants chez une femme. Sa formulation est la suivante :

$$\text{Pr ob}(y_i = \gamma) = \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^\gamma}{\gamma!} ; \gamma \in \mathbb{N}, \mu_i > 0 \quad (12)$$

Où μ est le paramètre de la distribution de Poisson, tel que :

$$E(y_i) = \text{Var}(y_i) = \mu \quad (13)$$

Ce paramètre est lié à des variables exogènes par la forme log-linéaire :

$$\log \mu_i = X\beta + v_i \quad (14)$$

Le modèle (14) est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance. Cependant, l'hypothèse (13) selon laquelle la moyenne est égale à la variance n'est pas réaliste ; c'est-à-dire que conditionnellement à x_i , la variance de l'observation y_i ne peut varier indépendamment de sa moyenne¹⁶. Certains auteurs préfèrent alors utiliser le modèle Negbin (le modèle de régression de la loi binomiale négative). Il

¹⁶Pour pallier cet handicap, des tests de la surdispersion (la variance supérieure à la moyenne), et des spécifications alternatives ont été proposés. C'est le cas du modèle de régression de la loi binomiale où, y_i suit toujours une loi de Poisson mais son espérance mathématique est entachée d'un terme d'erreur (Cameron et Trivedi, 1998).

suffit pour ce faire, de tester un paramètre supplémentaire α tel que (Cameron et Trivedi, 1998) :

$$\text{Var}(y_i) = E(y_i)\{1 + \alpha E(y_i)\} \quad (15)$$

La spécification de Poisson est donc testée par l'hypothèse nulle :

$$H_0 : \text{Var}(y_i) = E(y_i)$$

contre l'hypothèse alternative : (16)

$$H_1 : \text{Var}(y_i) = E(y_i) + \alpha g\{E(y_i)\}$$

$g(\cdot)$ est une fonction spécifiée et définie de R^+ dans R^+ . Accepter l'hypothèse nulle revient donc à accepter l'hypothèse que $\alpha = 0$.

3. Résultats des estimations

3.1. Relation directe pauvreté - fécondité

3.1.1. Approche par les actifs essentiels

Le tableau 1 donne les résultats des estimations économétriques du modèle (9) avec comme variables explicatives, les différents actifs détenus par les ménages. Du point de vue de la technique d'estimation, il faut signaler, qu'on trouve cinq variables significatives dans le cas des moindres carrés ordinaires contre seulement deux dans le modèle de Poisson. Il y a donc homogénéité des résultats que pour deux variables : la possession d'une cuisinière et la nature du sol. Cela étant, si l'on considère les moindres carrés ordinaires, quatre variables sur cinq ont un effet négatif sur la fécondité : c'est le cas de la possession d'une cuisinière, de l'accès à un plancher correct, à l'eau potable et à l'électricité. En effet, la possession d'une cuisinière par le ménage de la femme réduit la fécondité de 0,0899 enfants. Par ailleurs les inégalités inhérentes à l'accès à l'eau potable, à l'électricité et à un type de sol correct conduisent à baisse de la fécondité respectivement de 0,0615, 0,651 et 0,1669 enfants. De l'autre côté, le modèle de Poisson indique que la détention par le ménage dont fait partie la femme, d'une cuisinière supplémentaire fait baisser la fécondité de 0,10 points ; tandis que l'accès à un sol moderne la réduit de 0,157 points.

Tableau 1 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations de la relation entre les besoins (actifs) essentiels et la fécondité.

	MCO		Poisson		
	Coeff.	t-stat	Coeff.	t-stat	ef.mg
Besoins essentiels					
Radio	-.0390253	-1.36	-.0403799	-1.09	-.0356587
Télévision	-.0226455	-0.56	-.0292492	-0.52	-.025527
Réfrigérateur	-.0653492	-1.37	-.0965544	-1.37	-.0818217
Cuisinière	-.0899139	-2.24**	-.1218664	-2.08**	-.1030753**
Bicyclette	.0939173	1.74*	.0901356	1.38	.0823203
Camion	-.0608953	-0.80	-.0866054	-0.74	-.0730168
Pirogue sans moteur	.0428819	0.71	.0393904	0.54	.0351919
Type de toilette (moderne)	.0631273	1.02	.0828013	0.93	.0754313
Eau potable ou non	-.061586	-1.88*	-.063624	-1.52	-.056395
Type de sol	-.1669586	-4.91***	-.1747426	-3.99***	-.1570439***
Accès à l'électricité	-0.650666	-1.79*	-.076834	-1.54	-.0666803
Constante	1.109985	38.50	.1098673	3.11	
	N= 3928		N= 3928		
	F(11,3916)= 15,34		LR CHI(11)= 121,87		
	R ² = 0,0413		Log Likelihood= -4580,73		

Note : ***, **, * : est significatif à 1%, 5% et 10%.

3.1.2. Stratification socio-économique

Signalons que l'on a réalisé une analyse des correspondances multiples du tableau croisant ménages et besoins essentiels. Le premier facteur rend compte de 28% de l'inertie totale du tableau et le plan (1,2) cumule près de 39% de cette même inertie. Ensuite une classification ascendante hiérarchique en trois classes a été effectuée : 30.8% non pauvres, 53.9% intermédiaires et 15.3% pauvres. En réalité les deux dernières classes représentent les pauvres et extrêmement pauvres, ce qui nous donne 69.3% des pauvres. Ce résultat est proche de celui obtenu par la même méthode dans le cas des données de l'ECOM, soit 70.67% (Ambapour, 2006) ; ce qui est très rassurant.

En ce qui concerne les résultats économétriques, ils sont très significatifs (au seuil de 1%) tant pour la classe intermédiaire que pour la classe pauvre et sont homogènes pour les deux techniques d'estimation utilisées. L'honneur échoit ici à la méthode d'analyse des données utilisée, en l'occurrence, l'analyse des correspondances multiples, technique qui permet une exploration en profondeur de l'information recueillie, en rectifiant parfois les erreurs venant de l'observation directe.

Ainsi dit, les deux facteurs analysés ont un impact positif sur la demande d'enfants corroborant de ce fait, la théorie selon laquelle la pauvreté est à l'origine d'une fécondité élevée. En effet, si l'on regarde les résultats fournis par la méthode des MCO, on note que le fait pour une femme d'appartenir à la classe intermédiaire plutôt qu'à la classe non pauvre accroît la fécondité de 0,175 enfants, toutes choses égales par ailleurs. De même, l'appartenance d'une femme à la classe des ménages pauvres s'accompagne, ceteris paribus, d'une augmentation du nombre d'enfants déjà nés de 0,466. La même interprétation peut être faite aussi dans le cas du modèle de Poisson : le fait pour une femme d'appartenir à des ménages intermédiaire et pauvre conduit à un accroissement de la fécondité, respectivement de 0,19 et 0,52 enfants.

Tableau 2 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations de la relation entre la stratification socio-économique et la fécondité

	MCO		Poisson		
	Coeff.	t-stat	Coeff.	t-stat	ef.mg
Stratification socio-économique					
Intermédiaire	.175425	5.97***	.2188004	5.24***	.1920176***
Pauvre	.4661155	12.21***	.5006981	10.23***	.5227616***
Constante	.7172414	30.51	-.3323428	-9.59	
	N= 3928		N= 3928		
	F(2,3925)= 74,55		LR CHI(2)= 103,73		
	R ² = 0,0366		Log Likelihood= -4589,79		

Note : ***, **, * : est significatif à 1%, 5% et 10%.

3.1.3. Fonctionnements essentiels

Comme on peut le noter, les résultats obtenus dans le tableau 3, sont dans une certaine mesure en adéquation avec ceux fournis pour les actifs essentiels. En dehors du coefficient des biens durables qui n'est significatif (au seuil de 10%) que dans le cas des MCO, les coefficients des deux autres fonctionnements sont très significatifs (au seuil de 1%) quel que soit l'option économétrique utilisée.

Tableau 3 : Coefficients de régression et effets marginaux des estimations de la relation entre les fonctionnements essentiels et la fécondité

	MCO		Poisson		
	Coeff.	t-stat	Coeff.	t-stat	ef.mg
Fonctionnements vitaux					
Biens durables	-.0530778	-1.78*	-.0567601	-1.49	-.0506653
Assainissement	-.1025828	-3.18***	-.109661	-2.64***	-.0984997***
Habitat	-.2362979	-7.18***	-.2517786	-5.99***	-.2320369***
Constante	1.157832	40.06	.1558781	4.47	
	N= 3928		N= 3928		
	F(3,3924)= 46,91		LR CHI(3)= 97,87		
	R ² = 0,0346		Log Likelihood= -4592,72		

Note : ***, **, * : est significatif à 1%, 5% et 10%.

On observe par ailleurs que tous ces fonctionnements sont négativement liés au nombre d'enfants déjà nés. La possession des biens durables par le ménage de la femme réduit la parité de 0,053 enfants. D'un côté, les écarts en termes d'accès à un cadre de vie assainie et à un habitat décent font baisser la fécondité respectivement de 0,102 et 0,236 enfants si l'on se réfère aux estimations des MCO. De l'autre côté, dans le modèle de Poisson, les inégalités relatives à l'accès un cadre de vie assainie et à un habitat adéquat entraînent une réduction de la parité de 0,10 et 0,232 enfants.

3.2. Les déterminants de la fécondité et pauvreté non monétaire

Ici, la relation pauvreté fécondité est enrichie par l'introduction d'autres variables dites variables de contrôle¹⁷. Cela permet d'apprécier l'effet net de la pauvreté non monétaire sur la fécondité suite au contrôle des variables comme l'éducation de la

¹⁷Les tableaux des résultats sont donnés en annexe (Annexes A2, A3, A4)

femme, l'activité professionnelle de la femme, la situation matrimoniale, ou la présence du conjoint/mari dans le foyer ou encore le milieu ou la région de résidence. Les annexes A2, A3 et A4 montrent que, l'introduction de ces variables modifie sensiblement les estimations.

Dans le cas de la relation entre actifs essentiels et fécondité, on constate désormais qu'un seul actif a un coefficient significatif. Il s'agit de la possession d'une cuisinière. L'impact de cet actif sur la fécondité reste négatif et son coefficient stable en valeur absolue : 0,0878 contre 0,08991 dans l'estimation directe en ce qui concerne les MCO et respectivement 0,91187 et 0,10307 pour les effets marginaux.

Dans l'approche de la stratification socio-économique (Annexe 3), il y a une similitude avec les résultats obtenus dans la relation directe. Les classes (intermédiaire et pauvre) conservent le même seuil de significativité dans les deux procédures économétriques et le signe de leur impact reste le même : la pauvreté est à l'origine d'une fécondité élevée. On observe cependant une diminution de la valeur de ces coefficients (en valeur absolue) dans le cas du modèle linéaire, et un accroissement des effets marginaux en ce qui concerne le modèle de Poisson. Ainsi, l'appartenance d'une femme à la classe intermédiaire accroît la fécondité de 0,101 enfants contre 0,175 dans la relation directe. Pour la classe pauvre on obtient une hausse de 0,227 enfants après introduction des variables de contrôle contre 0,466 dans la relation directe. Dans la spécification de Poisson, l'effet marginal associé à une femme appartenant aux ménages intermédiaires passe à 0,1026 contre 0,1920 dans la relation directe. Pour les ménages pauvres, cet effet était de 0,5227 dans la relation directe contre 0,2073 après introduction des variables de contrôle.

Enfin, en ce qui concerne l'approche des capacités (Annexe A4), les coefficients des trois fonctionnements ont le même signe que ceux observés dans la relation directe ; cependant un seul coefficient, celui de l'habitat garde une influence significative et ce, dans les deux options économétriques. Ce coefficient dans les deux cas a diminué en valeur absolue.

Nous allons maintenant examiner l'impact des autres variables explicatives dites variables de contrôle. Ce sont les variables qui font partie de la routine démographique.

Commençons par l'éducation de la femme, exprimée ici par le niveau d'instruction. Une documentation importante existe dans l'étude de la relation éducation-fécondité. L'impact de l'instruction sur la baisse de la fécondité est souvent considéré comme un lien fort et quasi universel. On nous apprend à ce sujet que l'instruction (Joshi et David, 2002) :

- élève l'âge au mariage et donc réduit la durée de la vie reproductive ;

- lorsqu'elle va au-delà de quelques années d'école, elle s'accompagne également d'une réduction du nombre d'enfants désirés ;
- permet de franchir les obstacles à la contraception, notamment en réduisant le coût psychologique ;
- renforce le statut de l'autonomie des femmes ;
- accroît également l'autonomie des femmes par rapport à leur propre corps et, du coup, leur capacité à refuser des relations sexuelles non désirées.

Sur les quatre modalités de cette variable, trois sont significatives. Les niveaux d'instruction : secondaire premier cycle, secondaire deuxième cycle et supérieur ont une influence négative sur la fécondité. Cette association est valable quel que soit l'indicateur de pauvreté et la spécification retenus. Par exemple l'effet marginal relatif à une année supplémentaire d'éducation secondaire (deuxième cycle) est de -0,14 en ce qui concerne les actifs essentiels, -0,15 pour la stratification socio-économique et -0,16 pour les fonctionnements essentiels.

La deuxième variable explicative étudiée est l'âge découpé en tranches. L'âge est considéré comme un indicateur de la santé physique et de la capacité de reproduction de la mère. Du point de vue de la significativité et du signe des coefficients, les résultats sont les mêmes indépendamment de l'option économétrique et de l'indicateur de pauvreté. Les tranches d'âges plus jeunes, 25-29 ans et 30-34 ans ont un effet positif sur la fécondité. A l'inverse, les tranches d'âges, 40-44 et 45-49 ans, ont un impact négatif sur la fécondité. Cela peut être dû à la variable dépendante choisie : le nombre d'enfants nés vivants au cours des cinq dernières années précédent l'enquête. En effet, la fécondité étant précoce au Congo, ceci peut en partie expliquer cela.

La troisième variable de contrôle concerne l'activité professionnelle de la femme. Cette variable est avec l'éducation des facteurs importants de la fécondité. Les modèles estimés permettent de conclure que le secteur de l'artisanat, la catégorie des ouvriers qualifiés ou non et le secteur agricole exercent une influence significative sur la fécondité. Le fait pour une femme de travailler dans le secteur agricole plutôt que dans le secteur moderne (administration privée/publique) accroît la fécondité, toutes choses égales par ailleurs ; cette dernière baisse (uniquement dans les MCO) dans le cas où la femme travaille dans l'artisanat où appartient à la catégorie des ouvriers qualifiés ou non.

La situation matrimoniale de la femme est la quatrième variable de contrôle introduite. Comme facteur de la fécondité, cette variable a le signe attendu, c'est-à-dire qu'elle est liée positivement à la fécondité, mais cependant, elle n'est significative

qu'en ce qui concerne les actifs essentiels dans le modèle des moindres carrés ordinaires.

La présence du conjoint/mari a été choisie comme variable reflétant la composition du ménage. Cette variable influe très positivement sur la fécondité et ce, quel que soit le modèle et l'indicateur de pauvreté retenus.

La sixième variable de contrôle étudiée concerne la discussion sur l'usage du planning familial avec le conjoint. C'est une variable relative au coût social du contrôle des naissances et donc, un déterminant important de la fécondité. Les deux techniques d'estimation MCO et Poisson indiquent que le sens de la relation entre la parité et cette variable est le même quel que soit l'indicateur de pauvreté : les discussions sur l'utilisation du planning familial avec son conjoint/mari sont positivement associées à la fécondité. Par exemple si l'on choisi comme indicateur de pauvreté, les actifs essentiels et comme technique d'estimation les MCO, on conclura que le fait pour une femme de discuter de l'utilisation du planning familial avec son conjoint/mari pendant une ou deux fois entraîne une hausse de la fécondité de 0,134 enfants toutes choses égales par ailleurs.

Enfin, s'agissant de la localisation spatiale des ménages, les résultats montrent que les coefficients de régression du milieu de résidence et de la région de résidence ont le signe attendu conformément aux statistiques descriptives (Annexe 1) ; cependant ils ne sont pas significatifs. On peut dire dans ce cas, que ces deux variables n'interviennent pas dans la demande d'enfants.

Conclusion

L'objectif de ce texte était d'étudier la relation entre pauvreté non monétaire et fécondité, en utilisant les données de l'Enquête Démographique et de santé du Congo de 2005. Pour ce faire nous avons, dans un premier temps, analysé la relation directe entre pauvreté et fécondité. A cet effet, trois types d'indicateurs de pauvreté ont été utilisés : actifs essentiels, stratification économique du niveau de vie et fonctionnements de Sen. L'étude a montré que d'une part, le choix de l'indicateur de pauvreté avait une influence non négligeable sur l'intensité de cette relation ; et que d'autre part, si l'on se réfère à l'idée très répandue, issue de la Nouvelle Economie de la Famille selon laquelle la pauvreté est à l'origine d'une fécondité élevée, cette affirmation est corroborée (dans le cas de la stratification économique du niveau de vie) ou rejetée (dans le cas des fonctionnements ou de certains actifs) selon les indicateurs de pauvreté choisis. Dans un deuxième temps, l'analyse est enrichie par l'introduction d'autres variables explicatives permettant de tenir compte des aspects économiques, démographiques, culturels ou sociaux. Ce qui permet d'apprécier l'effet

net de la pauvreté non monétaire sur la fécondité. L'introduction de ces variables modifie assez sensiblement les résultats en ce qui concerne les indicateurs de pauvreté. Un seul actif reste désormais significatif et la valeur de son coefficient stable : il s'agit de la possession d'une cuisinière. En ce qui concerne la stratification socio-économique du niveau de vie des ménages, le sens de la relation entre les indicateurs choisis et la fécondité reste le même, mais la valeur de leurs coefficients diminue ou augmente en valeur absolue selon la procédure économétrique. Enfin dans le cas des capacités de Sen, seul l'habitat garde un effet significatif sur la fécondité. En ce qui concerne les variables de contrôle, leur impact varie d'un indicateur à l'autre. De façon globale, on note par exemple que, l'instruction et la profession de la femme, ont un impact significatif sur la fécondité.

Bibliographie

- Adnan, S.**, (1997). Baisse de la fécondité en situation de pauvreté absolue : aspects paradoxaux du changement démographique au Bangladesh. In : Chasteland, J-C., Chesnais, J-C., (Eds). *La population du monde. Enjeux et problèmes*. Travaux et Documents de l'INED, Cahier n° 139, Paris, PUF, pp. 41-75.
- Akoto, E.M., Kandem, H.**, (1998). Comportement procréateur face à la crise et milieu d'habitat en Afrique. In : Gendreau, F., (Dir), *Crises, pauvreté et changements démographiques dans les pays du sud*, Editions Estem, pp. 317-337.
- Ambapour, S.**, (2006). Pauvreté multidimensionnelle au Congo : une approche non monétaire, *Document de Travail* n° 13/2006, BAMSI, Brazzaville.
- Ambapour-kosso, S.**, (1992) Introduction à l'analyse des données. *Cahier du Casp*, 3-4, Casp, Brazzaville.
- Anand, S., Morduch, J.**, (1999). Poverty and the population problem, In : *Population and Poverty in developing countries*, Livi-Bacci, M., De Santis, G., (Eds), UISSP, Oxford, Clarendon Press, pp. 9-24
- Asselin, L.M.**, (2002). Pauvreté multidimensionnelle, *Institut de Mathématique Gauss*, Quebec, Canada.
- Beaulière, A.**, (2004). Pauvreté et fécondité en Haïti, Centre d'Economie du Développement, *Document de Travail* n° 97, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- Beaulière, A.**, (2007). Pauvreté non monétaire et fécondité en Haïti, Centre d'Economie du Développement, *Document de Travail* n° 141, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- Becker, G.**, (1993). Voir la vie de façon économique, *Journal des Economistes et des Etudes Humaines*, Vol. 4, n° 2-3, juin-septembre, pp. 203-228
- Becker, G., Lewis, H.-G.**, (1973). Interaction between quality and quantity of children, *Journal of political Economy*, Vol. 81, n° 2, pp. 279-288.
- 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.
- Birdsall, N.**, (1988). Economic approaches to population growth, In Chenery, H. and Srinivan T.N. (Eds), *Handbook of Development Economics*, (Amsterdam, North Holland), Vol. 1, pp. 477-542.
- Birdsall, N., Griffin, C.**, (1988). Fertility and poverty in developing countries, *Journal of Policy Modeling*, Vol. 10, n° 1, pp. 29-55.

- 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.
- Bollen, K.A., Glanville, J.L., Stecklov, G.,** (2002). Economic status and proxies in studies of fertility in developing countries: does measure matter ? *Population Studies*, Vol. 56 n° 1, pp. 81-96.
- Bollen, K.A., Glanville, J.L., Stecklov, G.,** (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, juin, pp. 279-295.
- Bongaarts, J., Lesthaeghe, F.O.,** (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. 383-397.
- Bourguignon, F., Chakravarty, S.R.,** (2003). The measurement of multidimensional poverty. *Journal of Economic inequality*, 1, pp 25-49.
- Cameron, A.C., Trivedi, P.K.,** (1998). *Regression analysis of count data*, Cambridge University Press.
- Caseli, G., Vallin, J., Wunsh, G.,** (2002). *Démographie: analyse et synthèse II. Les déterminants de la fécondité*, INED, Paris.
- Chakravarty, S.R., Mukherjee, D., Ranade, R.R.,** (1997). On the family of subgroups and factor decomposable measures of multidimensional poverty. In D.J. Slottje (Ed), *Research on Economic Inequality*, Vol 8, pp 175-194, JAI Press Inc, London.
- Chernichovsky, D.,** (1984). Socioeconomic correlates of fertility behaviour in rural Botswana, *Genus*, Vol. 40, n° 3-4, pp. 129-146.
- CNSEE & ORC Macro.,** (2005). Enquête démographique et de santé du Congo (EDSC-I).
- Cohen, B., House, W.-J.,** (1994); Demographic behaviour and Poverty: micro-level evidence from southern Sudan, *World Development*, Vol . 22, n° 7, pp. 1031-1044.
- De Bruijn, B.J.,** (2002). Fécondité: théories, structures, modèles, concepts. In : Caselli, G., Vallin, J., Wunsh, G., (Dir). *Démographie : analyse et synthèse, II. Les déterminants de la fécondité*, Editions de l'INED, pp. 407-447.

- Doliger, C.**, (2006). Démographie, fécondité et croissance économique en France. Une analyse économétrique. *Thèse*, Faculté des sciences économiques et de gestion de Strasbourg, Université Louis Pasteur.
- Ela, M.**, (1995). Fécondité, structures sociales et fonctions dynamiques de l'imaginaire en Afrique Noire. In : Gérard, H., Piché, V., (Dir), *La sociologie des populations*, Les Presses de l'université de Montréal.
- Filmer, D., Pritchett, L.**, (2001). Estimating wealth effects with expenditure data – or tears: an application to educational enrolments in States of India, *Demography*, Vol 38, n° 1, pp. 115-132
- Foster, J.E., Greer, J., Thorbecke, E.**, (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, Vol 52, pp. 761-766.
- Gendreau, F.**, (1998). *Crises, pauvreté et changements démographiques dans les pays du sud*, Editions Estem.
- Greene, W.**, (2005). *Econometric analysis*, Printice Hall.
- Jöreskog, K.G., Moustaki, I.**, (2001). Factor analysis of ordinal variables: a comparison of three approaches, *Multivariate Behavioral Research*, 36, pp. 347-387
- Joshi, H., David, P.**, (2002). Le contexte économique et social de la fécondité. In Caselli, G., Vallin, J., Wunsh, G., (Dir). *Démographie : analyse et synthèse, II. Les déterminants de la fécondité*, éditions de l'INED, pp. 327-374.
- Ketkar, S.L.**, (1979). Determinants of fertility in a developing society: the case of Sierra Leone, *Population Studies*, Vol. XXXIII, n° 3, pp. 479-489.
- Kuklys, W.**, (2005). *Amartya Sen's capability approach. Theoretical insights and empirical applications*, Springer
- Lachaud, J.-P.**, (1998). La pauvreté en Mauritanie : une approche multidimensionnelle, Centre d'Economie de Développement, *Document de Travail* n° 31, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- Lachaud, J.-P.**, (1999). Le différentiel spatial de pauvreté au Burkina Faso. Capabilities versus dépenses, Centre d'Economie de Développement, *Document de Travail* n° 36, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- Lachaud, J.-P.**, (2000). Dépenses des ménages, développement humain et pauvreté au Burkina Faso : substitution ou complémentarité ? Centre d'Economie de Développement, *Document de Travail* n° 49, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- Lachaud, J.-P.**, (2001). Bien-être des ménages et pauvreté au Burkina Faso. Dépenses versus actifs : choix pragmatique ou conceptuel ? Centre d'Economie de Développement, *Document de Travail* n° 56, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

- Lebart, L., Morineau, A., Piron, M.,** (1995). *Statistique exploratoire multidimensionnelle*, Dunod.
- Leridon, H., Toulemon, L.,** (1997). *Démographie. Approche statistique et dynamique des populations*, Economica, Paris.
- Maweki-Batana, Y.,** (2007). Dominance stochastique et pauvreté multidimensionnelle dans les pays de l'UEMOA, *CIRPEE*, Université de Laval
- Meulman, J.J.,** (1992). The integration of multidimensional scaling and multivariate with optimal transformation, *Psychometrika*, 57, 539-565
- Mazerolle, F.,** (2005). *Démographie économique*, Vuibert
- Montgomery, M.R., Gragnolati, M., Burke, K., Paredes, E.,** (2000). Measuring living standards with proxy variables, *Demography*, Vol. 37, n°2, pp. 155-174.
- Moustaki, I.,** (2000). Latent variable model for ordinal variables, *Applied Psychological Measurement*, 24, pp. 211-223.
- Noubissi, A., Sanderson, J.-P.,** (1998). Pauvreté et comportements démographiques au Cameroun : à la recherche d'un indicateur de pauvreté. In : Gendreau, F., (Dir), *Crises, pauvreté et changements démographiques dans les pays du sud*, Editions Estem, pp.149-163.
- Picard-Tortorici, N.,** (1999). Démographie et économie de la famille dans les pays en développement, *Economie Publique*, 3-4, pp. 189-223
- Ravallion, M.,** (1996). Comparaisons de pauvreté. Concepts et méthodes. *Document de Travail LSMS n° 122*, Banque Mondiale, Washington D-C
- 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.
- Sandron, F., Gastineau, B.,** (2002). *Fécondité et pauvreté en Kroumirie (Tunisie)*, L'Harmattan, Paris.
- Schoemaker, J.F.,** (1987). Pauvreté et procréation dans les bidonvilles d'Asuncion, *Revue Internationale d'Action Communautaire*, 17/57, pp. 37-42
- Schoumaker, B.,** (1998). Pauvreté et fécondité : un aperçu de la littérature des 25 dernières années. In Gendreau, F., (Dir), *Crises, pauvreté et changements démographiques dans les pays du sud*, Editions Estem, pp.99-116.
- Schoumaker, B.,** (1999). Indicateurs de niveau de vie et mesure de la relation entre pauvreté et fécondité : l'exemple de l'Afrique du Sud, *Population*, Vol. 54, n° 6, pp. 963-992.
- Schoumaker, B.,** (2004). Pauvreté et fécondité en Afrique sub-saharienne: une analyse comparative des enquêtes démographiques et de santé. *African Population Studies, Supplement A*, Vol. 19, pp. 13-44.

- Schoumaker, B.**, (2004). Une approche personnes-périodes pour l'analyse des histoires génésiques, *Population*, Vol. 59, n° 5, pp. 783-796.
- Schoumaker, B., Tabutin, D.**, (1999). Relations entre pauvreté et fécondité dans les pays du sud. Etat des connaissances, méthodologie et illustrations. *Document de Travail* n° 2, Université catholique de Louvain.
- Sen, A.**, (1985). *Commodities and capabilities*, Amsterdam, North-Holland.
- Sen, A.**, (1992). *Inequality Reexamined*. Oxford University Press.
- Tabutin, D.**, (2000). Indices au niveau individuel de fécondité, de mortalité des enfants et de nuptialité. *Document de Travail* n° 9, Université catholique de Louvain, Département des Sciences de la Population et du Développement.
- Vandeschrick, C.**, (2004). *Analyse démographique*, Academia Bruylant.
- Vigniolle, B.**, (2004). Le modèle à générations imbriquées avec fécondité endogène : une macroéconomie pour les enfants à naître. *Lettre d'EUREQUA*, n° 10, décembre.
- Vodounou, C., Ahoey, E.**, (2001). Pauvreté et fécondité au Bénin, *Revue statistique et Economique de l'INSAE*, n° 3
- Wakam, J.**, (2004). *De la pertinence des théories économistes de la fécondité en Afrique*, Academia Bruylant.
- Zerbo, A.**, (2003). Pauvreté urbaine au Burkina Faso : une exploitation de la complémentarité empirique des approches de l'utilité et des capacités. Centre d'Economie de Développement, *Document de Travail* n° 80, Université Montesquieu-Bordeaux IV

A1. Annexe 1: Fécondité des femmes, caractéristiques socio-économiques et communautaires.

		ISF^a	Effectif
Total		5,19	3928
Education de la femme			
	Sans niveau	6,56	327
	Primaire	6,09	1144
	Secondaire 1 ^{er} cycle	4,77	1893
	Secondaire 2 nd cycle	3,67	454
	Supérieur	2,77	110
Activité professionnelle de la femme			
	Secteur moderne, administration privée/publique	3,47	245
	Artisanat, ouvrier qualifié ou non	4,23	85
	Agriculture	6,77	1062
	Commerce/secteur informel	4,96	1264
	Chômeur/inactif	4,58	1272
Niveau de vie	Stratification socio-économique		
	Non pauvre	4,17	1160
	Intermédiaire	5,21	2059
	Pauvre	7,00	709
Besoins (actifs) essentiels			
	Radio Ne possède pas	5,84	1373
	Possède	4,84	2555
	Télévision Ne possède pas	5,65	2725
	Possède	4,16	1203
	Réfrigérateur Ne possède pas	5,39	3407
	Possède	3,86	521
	Cuisinière Ne possède pas	5,52	3176
	Possède	3,76	752
	Mobylette Ne possède pas	5,18	3841
	Possède	5,12	87

^a Indice synthétique de fécondité

A1. Annexe 1: Fécondité des femmes, caractéristiques socio-économiques et communautaires (suite).

		ISF ^a	Effectif
Total		5,19	3928
	Bicyclette		
	Ne possède pas	5,11	3683
	Possède	6,68	245
	Camion		
	Ne possède pas	5,23	3801
	Possède	3,69	127
	Pirogue sans moteur		
	Ne possède pas	5,09	3730
	Possède	6,70	189
	Type de toilette		
	Chase d'eau	3,89	210
	Fosse/latrines	5,07	3325
	Pas de toilettes	6,77	393
	Source d'eau		
	Non potable	6,18	1365
	Potable	4,69	2563
	Type de sol		
	Sol naturel	6,34	1460
	Sol moderne	4,52	2468
	Electricité		
	N'a pas accès	5,66	2552
	A accès	4,33	1376
Déficits de fonctionnements vitaux			
	Biens durables		
	Pauvres	5,89	1091
	Non pauvres	4,93	2837
	Assainissement		
	Pauvres	6,22	1303
	Non pauvres	4,70	2625
	Habitat		
	Pauvres	6,46	1308
	Non pauvres	4,56	2620
Milieu de résidence			
	Urbain	4,50	2562
	Rural	6,49	1366

^a Indice synthétique de fécondité

A1. Annexe 1: Fécondité des femmes, caractéristiques socio-économiques et communautaires (suite).

	ISF ^a	Effectif
Total	5,19	3928
Région de résidence		
Brazzaville	4,34	1101
Sud	5,25	1971
Nord	6,25	856
Situation matrimoniale		
Marié	5,23	1313
Union libre	5,16	2615
Présence du conjoint dans le ménage		
Vit avec le conjoint	5,39	3352
Le conjoint vit ailleurs	4,00	576
Discussion sur l'usage du Planning familial avec son conjoint/mari		
Jamais	4,91	2014
Une ou deux fois	5,60	1089
Souvent	5,31	825

^a Indice synthétique de fécondité

A1. Annexe 2 : Estimations de la relation entre les besoins essentiels et la fécondité.

	MCO		Poisson		
	Coef	t-stat	Coef	t-stat	ef.mg
Actifs essentiels					
Radio	-.0435081	-1.60	-.436815	-1.16	-.0356851
Télévision	-.0308478	-0.81	-.0403701	-0.71	-.0325082
Réfrigérateur	.0003568	0.01	-.0199193	-0.28	-.0160474
Cuisinière	-.087865	-2.27**	-.11732	-1.95**	-.0918756**
Mobylette	.0416895	0.79	.0404609	0.59	.0334237
Camion	-.0769589	-1.07	-.1073289	-0.92	-.0828755
Pirogue sans moteur	.0357257	0.61	.0366834	0.48	.0302661
Type de toilette (moderne)	.0883512	1.51	.117207	1.92	.1002841
Eau potable ou non	.0094436	0.26	.005465	0.11	.0044313
Type de sol	-.0429599	-1.18	-.0399643	-0.79	-.0326008
Accès à l'électricité	-.0508613	-1.46	-.0560019	-1.09	-.0450733
Education de la femme					
Primaire	.0242909	0.50	8.74e-06	0.00	7.09e-06
Secondaire 1 ^{er} cycle	-.113648	-2.34**	-.1405137	-2.11**	-.1138343**
Secondaire 2 nd cycle	-.1437307	-2.38**	-.18524	-2.11**	-.1401941**
Supérieure	-.2108772	-2.32**	-.1699521	-1.87**	-.19345**
Age de la femme					
25-29 ans	.179858	5.10***	.1840607	3.94***	.1575811***
30-34 ans	.1235103	3.31***	.1307454	2.62***	.1106378**
35-39 ans	-.0408056	-1.03	-.0376792	-0.68	-.0301853
40-44 ans	-.3546624	-7.71***	-.4694844	-6.23***	-.3194049***
45-49 ans	-.77855	-14.18***	-1.509332	-11.09***	-.7028519***
Activité professionnelle de la femme					
Artisanat, ouvrier qualifié ou non	-.1958216	-2.01**	-.1608643	-0.99	-.1210065
Agriculture	.1810804	2.78***	.265516	2.47**	.2296918**
Commerce/secteur informel	.0126687	0.22	.1070923	1.08	.886246
Chômeur/Inactif	-.0129157	-0.23	.0816673	0.83	.0672539

**A1. Annexe 2 : Estimations de la relation entre les besoins essentiels et la fécondité
(suite).**

	MCO		Poisson		
	Coef	t-stat	Coef	t-stat	ef.mg
Situation matrimoniale					
Mariée	.0478297	1.74*	.0487817	1.27	.0399128
Présence du conjoint/mari					
Vit avec elle	.2036176	5.83***	.2463288	4.54***	.1837007***
Discussion sur l'usage du planning familial avec le conjoint					
Une ou deux fois	.1346045	4.72***	.1454871	3.66***	.1220626***
Souvent	.1765198	5.56***	.1981152	4.47***	.17056***
Milieu de résidence					
Urbain	-.0601594	-1.32	-.0552214	-0.87	-.0451974
Région de résidence					
Sud	-.0212971	-0.67	-.008606	-0.18	-.0069841
Nord	.0265308	0.61	.0382854	0.61	.0314087
Constante	.821824	8.91	-.3209548	-2.25	
	N= 3928		N= 3928		
	F(31,3896)= 24,68		LR CHI(31)= 545,24		
	R ² = 0,164		Log Likelihood= -4369,04		

Note : ***, **, * : est significatif à 1%, 5% et 10%.

A3. Annexe 3: Estimations de la relation entre la stratification socio-économique et la fécondité.

	MCO		Poisson		
	Coef	t-stat	Coef	t-stat	ef.mg
Stratification socio-économique					
Intermédiaire	.1011634	3.29***	.126532	2.71***	.102604***
Pauvre	.2275723	4.38***	.2359649	3.30***	.2073002***
Education de la femme					
Primaire	.0274842	0.57	.0021942	0.06	.0017843
Secondaire 1 ^{er} cycle	-.1113195	-2.30**	-.1399552	-2.11**	-.113566**
Secondaire 2 nd cycle	-.1489061	-2.48**	-.197864	-2.26**	-.1492948**
Supérieure	-.2218781	-2.47**	-.2877696	-2.01**	-.2049072**
Age de la femme					
25-29 ans	.1722193	4.89***	.1745833	3.74***	.149287***
30-34 ans	.1184225	3.19***	.1232247	2.48**	.1041874**
35-39 ans	-.0456813	-1.15	-.0437455	-0.79	-.0350294
40-44 ans	-.3555101	-7.75***	-.473547	-6.29***	-.3222244***
45-49 ans	-.7811679	-14.25***	-1.514956	-11.14***	-.7053895***
Activité professionnelle de la femme					
Artisanat, ouvrier qualifié ou non	-.1816505	-1.87***	-.1438164	-0.88	-.1092215
Agriculture	.198303	3.09***	.2886649	2.71***	.2515894**
Commerce/secteur informel	.0251807	0.44	.1215785	1.23	.1010501
Chômeur/Inactif	-.0009811	-0.02	.0949366	0.97	.0784989
Situation matrimoniale					
Mariée	.0433358	1.58	.0454407	1.18	.0372183
Présence du conjoint/mari					
Vit avec elle	.1954797	5.62***	.2370905	4.39***	.1776436***

A3. Annexe 3: Estimations de la relation entre la stratification socio-économique et la fécondité (suite).

	MCO		Poisson		
	Coef	t-stat	Coef	t-stat	ef.mg
Discussion sur l'usage du planning familial avec le conjoint					
Une ou deux fois	.1371535	4.81***	.1480747	3.74***	.1245105***
Souvent	.1780006	5.61***	.1986584	4.49***	.1713333***
Milieu de résidence					
Urbain	-.0515603	-1.30	-.0526361	-0.95	-.0431338
Région de résidence					
Sud	-.0197155	-0.63	-.0103249	-0.22	-.0083927
Nord	.0035532	0.08	.0148052	0.4	.0120847
Constante	.6368527	6.81	-.5249819	-3.64	
	N= 3928		N= 3928		
	F(22,3905)= 34,34		LR CHI(22)= 536,65		
	R ² = 0,1621		Log Likelihood= -4373,33		

Note : ***, **, * : est significatif à 1%, 5% et 10%.

A4. Annexe 4: Estimations de la relation entre les fonctionnements essentiels et la fécondité.

	MCO		Poisson		
	Coef	t-stat	Coef	t-stat	ef.mg
Fonctionnements essentiels					
Biens durables	-.0423038	-1.48	-.0451304	-1.16	-.0370841
Assainissement	-.0037409	-0.10	-.0095425	-0.19	-.0077748
Habitat	-.0969402	-2.73***	-.0978292	-2.00**	-.0809213**
Education de la femme					
Primaire	.027259	0.57	.0036439	0.06	.0029664
Secondaire 1 ^{er} cycle	-.1190105	-2.46**	-.1464629	-2.21**	-.11893**
Secondaire 2 nd cycle	-.1679079	-2.80***	-.2190369	-2.52**	-.1641127***
Supérieure	-.2415547	-2.69***	-.3120747	-2.19**	-.2199754**
Age de la femme					
25-29 ans	.1709642	4.85***	.1737307	3.72***	.1486304***
30-34 ans	.1146359	3.08***	.1200152	2.41**	.1014433***
35-39 ans	-.0449188	-1.13	-.0428858	-0.77	-.0343765
40-44 ans	-.3605652	-7.86***	-.4779527	-6.35***	-.3249541***
45-49 ans	-.7764422	-14.14***	-1.507331	-11.07***	-.7040135***
Activité professionnelle de la femme					
Artisanat, ouvrier qualifié ou non	-.1618366	-1.67*	-.1156498	-0.71	-.0890607
Agriculture	.2125481	3.30***	.3093498	2.91***	.2712418***
Commerce/secteur informel	.0424021	0.75	.146781	1.50	.1226719
Chômeur/Inactif	.0102055	0.18	.112982	1.15	.0938015
Situation matrimoniale					
Mariée	.0420941	1.54	.0437062	1.14	.0358137
Présence du conjoint/mari					
Vit avec elle	.199034	5.70***	.2404687	4.44***	.1801055***

A4. Annexe 4: Estimations de la relation entre les fonctionnements essentiels et la fécondité (suite).

	MCO		Poisson		
	Coef	t-stat	Coef	t-stat	ef.mg
Discussion sur l'usage du planning familial avec le conjoint					
Une ou deux fois	.1324458	4.65***	.1432071	3.62***	.1203692***
Souvent	.1725712	5.44***	.1932737	4.37***	.166538***
Milieu de résidence					
Urbain	-.0644515	-1.47	-.0606574	-0.99	-.0498065
Région de résidence					
Sud	-.0258505	-0.83	-.0142822	-0.31	-.0116181
Nord	.0327191	0.77	.0464635	0.77	.0382973
Constante	.8277578	9.01	-.324343	-2.29	

N= 3928

F(23,3904)= 32,39

R²= 0,16

N= 3928

LR CHI(23)= 531,47

Log Likelihood= -4375,92

Note : ***, **, * : est significatif à 1%, 5% et 10%.

SERIE DES DOCUMENTS DE TRAVAIL DU BAMSI

DT BAMSI

01/2001 « STATIS : une méthode d'analyse conjointe de plusieurs tableaux de données »

Samuel AMBAPOUR

02/2001 « Estimation des frontières de production et mesures de l'efficacité technique »

Samuel AMBAPOUR

03/2001 « Estimation d'un modèle d'emploi de court terme avec ajustement partiel »

Samuel AMBAPOUR

04/2001 « Note sur la mortalité infantile »

Samuel AMBAPOUR

05/2001 « Dix ans d'ajustement en Afrique : application d'un modèle de comptage »

Samuel AMBAPOUR

06/2001 « Mesure des attentes de la clientèle et évaluation du niveau de satisfaction »

Samuel AMBAPOUR, Diana Lyse MAPOUATA

07/2002 « Ressources humaines et libéralisation : une approche stratégique »

Samuel AMBAPOUR

08/2002 « Le paradoxe de Todaro. Un test économétrique sur les données du Congo »

Samuel AMBAPOUR

09/2003 « Incidence des migrations internes sur la structure par âge : une exploration par le modèle de population stable »

Samuel AMBAPOUR

10/2004 « Efficacité technique comparée des systèmes de santé en Afrique subsaharienne : une application de la méthode de DEA »

Samuel AMBAPOUR

11/2005 « Préviation des indices des prix à la consommation des ménages au Congo »

Christophe MASSAMBA

12/2005 « Croissance économique et consommation d'énergie au Congo : une analyse en termes de causalité »

Samuel AMBAPOUR et Christophe MASSAMBA

13/2006 « Pauvreté multidimensionnelle au Congo : une approche non monétaire »

Samuel AMBAPOUR

14/2007 « Pauvreté et fécondité au Congo »

Samuel AMBAPOUR et Armel Hylod Moussana

DT BAMSI REPRINT

01/2003 « Deux indices pour reconnaître une fécondité naturelle »

Samuel AMBAPOUR

02/2003 « Trois cas pratiques d'application de la méthode statistique des indices »

Samuel AMBAPOUR

03/2003 « La fonction logistique. Un peu de statistique et d'histoire »

Samuel AMBAPOUR

04/2003 « Introduction à l'analyse des données »

Samuel AMBAPOUR

05/2003 « Applications de l'analyse des données aux traitements d'enquêtes. Mesure de satisfaction de clientèle pour les grands services publics : le cas de la Société Nationale d'Electricité »

Samuel AMBAPOUR

06/2004 « La mise en œuvre des privatisations au Congo. Cas de trois entreprises du secteur énergétique »

Samuel AMBAPOUR