



**ANNALES
DE
L'UNIVERSITE
MARIEN NGOUABI**

Sciences Economiques et de Gestion

VOL. 18 – N° 2 – ANNEE 2018

ISSN : 1815 – 4433

www.annalesumng.org

ANNALES DE L'UNIVERSITE MARIEN NGOUABI SCIENCES ECONOMIQUES ET DE GESTION



VOLUME 18, NUMERO 2, ANNEE 2018

www.annalesumng.org

SOMMAIRE

Directeur de la publication :
J. R. IBARA

Rédacteur en chef :
J. GOMA-TCHIMBAKALA

Rédacteur en chef adjoint :
M. M. A. NDINGA

Comité de Lecture :
F.V. AMOUSSOUGA (Cotonou)
B. BEKOLO-EBE (Douala)
A. BIAO (Parakou)
N. BIGOU LARE (Lomé)
H. DIATA (Brazzaville)
J. ISSA SAYEGH (Dakar)
M. KASSE (Dakar)
S. LENGA (Brazzaville)
B. MAKOSSO (Brazzaville)
G. Aké N'GBO (Abidjan)
A. ONDO-OSSA (Libreville)
YAO NDRE (Abidjan)

Comité de Rédaction :
F. DZAKA KIKOUTA (Brazzaville)
J.A. MAMPASSI (Brazzaville)

Webmaster :
R. D. ANKY

Administration – Rédaction :
Université Marien NGOUABI
Direction de la Recherche
B.P. 69, Brazzaville – Congo
E-mail : annales@umng.cg

ISSN : 1815 - 4433

- 1 **Réflexion sur la construction des territoires économiques, solution alternative à la diversification économique du Congo**
F. NGANGOUE, J. J. M. BAZABANA
- 19 **Effets des chocs pétroliers sur les variables macroéconomiques en république du Congo**
A. F. AKOUELE
- 32 **Effets du déclassement sur le salaire chez les jeunes au Congo**
T. C. NGASSA
- 45 **Les déterminants de la déforestation : cas du bassin du Congo**
J. C. BOZONGO
- 57 **Relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique dans les pays de la CEMAC.**
H. LEKANA
- 72 **La fécondité affecte-t-elle la pauvreté au Niger ?**
A. B. MAHAMAN YAOU, M. N. MALAM MAMAN
- 84 **Financement de l'offre agricole au Congo : banques ou État ?**
R. F. D. BANY
- 101 **Effets de l'annulation de la dette et de la qualité des institutions sur la croissance économique dans les pays de la CEMAC**
P. G. BATILA NGOUALA KOMBO
- 114 **Accès au crédit agricole et performance agricole dans la zone office du Niger : cas de la culture du riz**
A. K. DIAMOUTENE

- 126 **Déterminants de l'acceptation du paiement mobile à Brazzaville**
A F. EPOLA, J. A. GANGA-ZANDZOU,
- 139 **Investissements publics en infrastructures de transport et croissance économique : analyse des effets de seuil au Congo**
S. ETSIBA,
- 154 **Déterminants de l'accès au financement public des PME en république du Congo**
U. J. A GANGA-ZANDZOU
- 168 **Libéralisation commerciale et sécurité alimentaire en Afrique subsaharienne**
Y. N. GOLO
- 187 **L'industrialisation peut-elle constituer une solution au problème d'emplois dans les pays d'Afrique subsaharienne ?**
M. M. A. NDINGA,
NGAKALA AKYLANGONGO,
M. A. ITOUA
- 203 **Problématique de la diversification de l'économie congolaise : Analyse par l'approche multidimensionnelle**
F. C. MAMPOUYA-M'BAMA
- 218 **Effets du développement financier sur la croissance économique par le canal de l'instabilité financière en Union économique et monétaire : cas de l'UEMOA**
M. MARONE
- 238 **Corruption et investissement privé dans les pays de la Communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale (CEMAC)**
D. B. LOUBELO
- 252 **Les déterminants de la croissance économique : cas de la république du Congo**
I. F. OKOMBI
- 269 **Déterminants de la croissance économique dans les pays de la CEEAC**
J. G. MOUANDA MAKONDA
- 283 **Effets de l'intégration financière sur la synchronisation des cycles économiques : cas de la CEMAC**
G. S. MBOU LIKIBI
- 300 **Déterminants de l'accès au crédit-bail dans le secteur agricole en république du Congo**
B. S. IKIEMI

- 313 Effets de débordement des politiques budgétaires dans la Communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale (CEMAC)**
J. R. F. KOUIKA BOUANZA
- 334 Pauvreté, travail et réussite scolaire au secondaire au Congo**
S. B. MBOKO IBARA
- 347 Effets de l'éducation sur le bonheur au Congo**
O. E. NGAKALA AKYLANGONGO
- 358 Effets de la dette sur la cyclicité de la politique budgétaire : cas de la CEMAC**
M. OKIEMY
- 370 Effets de la consommation des produits agricoles sur la sécurité alimentaire au Congo : cas de la farine de manioc (foufou)**
M. R. SAH, D.D. ONOUNGA
- 385 Valorisation des produits forestiers non ligneux sur le revenu des ménages au Congo : cas des marantacées**
M. R. SAH



LA FÉCONDITÉ AFFECTE-T-ELLE LA PAUVRETÉ AU NIGER?

MAHAMAN YAOU A. B.⁽¹⁾, MALAM MAMAN M. N.⁽²⁾

1. Université de Niamey (Niger)

2. Université Abdo Moumouni Niamey (Niger)

Email mabdoulbassidou@yahoo.fr

mnafiou@yahoo.fr

RESUME

Dans ce papier, la corrélation entre la fécondité et le niveau de pauvreté des ménages a été évaluée au Niger. Nous avons utilisé la base des données de l'enquête sur les conditions de vie des ménages et l'agriculture réalisée en 2015 sur un échantillon de 8 880 ménages. Nous avons recouru à une procédure à variable instrumentale pour isoler l'effet endogène de la fécondité par rapport à la pauvreté. Nous avons conclu que la fécondité et la pauvreté des ménages sont simultanément déterminées. Etant corrélé avec le nombre d'enfants dans le ménage et non corrélé avec le statut de pauvreté de ménages, le nombre d'épouses du chef du ménage a été utilisé comme instrument dans ce travail. Nos résultats ont montré une très forte corrélation entre la pauvreté et la fécondité au Niger. Mises à part la fécondité des ménages, certaines variables comme femme chef de ménage, nombre de membres en exode dans le ménage et l'âge du chef du ménage augmentent le risque de pauvreté du ménage.

Mots-clés: Fécondité, Pauvreté, Endogène, Instrument

ABSTRACT

This paper evaluated correlation between fertility and the level of poverty of the households in Niger. We use data from the survey of the living conditions of the households and agriculture realized in 2015 by the national institute of statistics, on 8,880 households in Niger. We used instrumental variable model to isolate the effect of the endogenous fertility on poverty. We found that fertility and poverty of the households are simultaneously determined. With fertility being endogenous to the level of poverty of the households. Being correlated with the number of children in the household and not correlated with the status of poverty, a binary variable for the status of polygamous was used as an instrument in this work. Our results showed a very strong correlation between poverty and fertility in Niger. That confirms the presumption of causality between these two phenomena. Besides fertility, a certain number of variables like the woman headship, number of migrated members of the household, the age of the households' head, increase the risk of poverty of the households.

Keywords: Fertility, Poverty, Endogenous, Instrument

INTRODUCTION

La fécondité et la pauvreté sont deux phénomènes concomitants et très développés surtout dans les pays en développement. Ces pays, parfois très loin de leur transition démographique, expérimentent une très large dimension de pauvreté, qui avoisine parfois les 55 % de la population (cas du Niger en 2014). Cela laisse croire un lien apparent entre ces deux phénomènes, même si certains chercheurs contestent fortement cette hypothèse.

Le Niger, dont le classement selon l'IDH le place parmi les pays les plus pauvres de la planète, 188^{ème} sur 188 pays (PNUD, 2018), présente des conditions de vie très difficiles, surtout en milieu rural où l'incidence de la pauvreté en 2015 a atteint 52,4 %, contre 9,1 % dans les centres urbains (INS, 2016a). Sa population est essentiellement rurale, avec un taux d'urbanisation de 16,3 %.

Le Niger présente aussi l'indice de fécondité le plus élevé de la planète, avec en moyenne 7,2 enfants par femme et un taux d'accroissement naturel de 3,8 % (INS, 2016b). Cette fécondité élevée s'explique, d'abord, par le fait que l'agriculture au pays est encore traditionnelle et utilise une grande quantité de main-d'œuvre. Les ménages à plus de 90 % agricoles sont incités à avoir plus d'enfants pour répondre à cette demande grandissante de la main-d'œuvre. L'utilisation de cette main-d'œuvre familiale, surtout le cas des enfants, contre balance leur possibilité d'étudier et d'avoir un capital humain qualifié. Ce qui conduit à l'hypothèse de la transmission intergénérationnelle de la pauvreté. Cela nous permet de supposer au préalable que la fécondité est une variable endogène à la détermination du statut de pauvreté des ménages. Le manque ou l'imperfection du marché de l'assurance vie et de sécurité sociale incite aussi à une grande demande d'enfants dans les pays en développement. Les enfants étant une source de sécurité sociale pendant la période d'inactivité, les parents essaient d'y investir pour assurer leurs arrières dans leurs vieux âges. Ces raisons vont de pair

avec la théorie économique dans laquelle Becker et Thomas considèrent les enfants comme un bien de consommation qui satisfait une fonction d'utilité aux parents (BECHER & TOMAS, 1976).

Plusieurs études ont illustré une relation causale entre la fécondité élevée et la pauvreté, jugeant ainsi que le nombre d'enfants par ménage est significatif pour expliquer le niveau de pauvreté de ce ménage. ANAND (1977) a montré, pour la Malaisie, que l'incidence de la pauvreté dépend de la taille du ménage et varie de 24 % pour des ménages à une personne à 46 % pour les ménages à 10 personnes et plus. Aassve, Kedir et Weldegebriel (2006) ont analysé le lien entre les grossesses et la pauvreté dans les communautés rurales et urbaines d'Ethiopie. Ils ont trouvé que les ménages à revenus élevés (centres urbains) ont une faible fécondité, ce qui conduit à un investissement plus élevé dans le capital humain de ces enfants. Leurs résultats montrent aussi que, dans les milieux ruraux, le nombre d'enfants n'a aucun lien de causalité avec la pauvreté des ménages, alors que dans les centres urbains, le nombre d'enfants présente un lien positif et fort avec la pauvreté des ménages.

L'objectif de ce papier est de déterminer le lien qui existe entre la fécondité et le niveau de pauvreté des ménages au Niger. De façon spécifique, nous allons:

- Déterminer l'ampleur de l'effet de la fécondité sur la pauvreté,
- Ensuite identifier les autres déterminants de la fécondité au Niger.

MÉTHODE D'ANALYSE

Nous allons dans cette partie d'abord présenter le modèle de sélection de statuts de pauvreté avant de faire le lien empirique entre celle-ci et la fécondité.

Mesure de la pauvreté

Il y a plusieurs manières de mesurer le statut de pauvreté, très souvent on définit la valeur monétaire d'un panier de biens de consommation qui procure un certain seuil

de calories par individu et par jour. Suivant la méthode de l'Organisation mondiale de la Santé (OMS), Aassve et al.(2006) ont construit un seuil τ pour lequel le poids dépend de l'âge et du genre de l'individu (voire aussi (Ravallion & Bidani, 1994). Ils ont dérivé un seuil de pauvreté de 2100 Kcalories par individu et par jour. La FAO, quant à elle, préconise un seul standard de 2300 K calories(Aassve, Kedir, & Weldegebriel, 2006). L'OPHI de l'université Oxford et le Bureau du rapport sur le développement humain du PNUD ont lancé en 2010 un autre indicateur appelé indicateur multidimensionnel de la pauvreté (MPI). Cet indicateur remplace et complète certaines lacunes del'indice de pauvreté humaine (IPH) qui figure dans le rapport sur le développement humain depuis 1997.

Dans ce travail, nous avons utilisé la valeur de 1,25 USD qui correspond à la mesure de la pauvreté « extrême » de la Banque Mondiale comme seuil de pauvreté. Ce choix se base sur le fait que ce seuil est plus commode, étant donné la nature de nos données, mais c'est aussi le seuil utilisé par les politiques nationales comme les OMD. Nous avons ainsi considéré les dépenses mensuelles par habitant pour déterminer le seuil de pauvreté. Le modèle de sélection du statut de la pauvreté s'écrit ainsi :

$$P_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_i = \beta X_i + \varepsilon_i < \tau \\ 0 & \text{si } Y_i = \beta X_i + \varepsilon_i \geq \tau \end{cases}$$

P_i est une variable binaire qui prend la valeur 1 si l'individu i est en dessous du seuil de pauvreté et 0 si non. Y_i est une variable représentant le niveau de revenu mensuel de l'individu i et qui est fonction de ses caractéristiques individuelles X_i . ε_i est le terme d'erreur qui suit une loi normale centrée et réduite, $N(0,1)$ et τ est le seuil de pauvreté.

Modèle empirique du lien fécondité et pauvreté

Dans cette analyse, nous avons supposé sur la base des arguments cités plus haut, que le

statut de pauvreté et la fécondité sont déterminés de façon simultanée. Donc, la fécondité ici est endogène aux statuts de pauvreté des ménages. Sur la base de cette hypothèse et suivant (Gupta & Dubey, 2003), nous allons utiliser le modèle logit avec variable instrumentale pour déterminer l'effet de la fécondité sur la pauvreté. Nous présentons deux modèles, un probit simple dans lequel la fécondité est présentée de façon exogène comme déterminant de la pauvreté, et le modèle de fécondité endogène. En raison des contraintes de données, nous avons considéré le nombre d'enfants âgés de 0 à 5 ans comme proxy de la fécondité. Les modèles empiriques se présentent comme suit:

Soit P_i le statut de pauvreté de l'individu i comme nous l'avons expliqué, et Z_i le nombre d'enfants de 0 à 5 ans dans le ménage. La relation entre fécondité et pauvreté s'écrit ainsi :

$$P_i = \gamma X_i + \theta Z_i + \varepsilon_i,$$

Avec X_i des variables de contrôles autres que la fécondité et susceptibles d'influencer le statut de pauvreté de l'individu, ε_i est le terme d'erreur iid et suivant une distribution normale centrée réduite. Dans ce premier modèle, la fécondité est traitée comme variable exogène dans la détermination de la pauvreté. Le modèle de la fécondité endogène se présente comme suit :

$$P_i = \gamma X_i + \theta Z_i + \varepsilon_i, \\ Z_i = \rho X_i + \varphi F_2 + v_i$$

Avec v_i le terme d'erreur suivant une loi normale et est supposé corrélé avec ε_i . F_2 est l'instrument utilisé pour cette analyse et qui prend la valeur 1 si le chef du ménage a deux femmes et plus (polygame), et 0 si non. En effet, dans la société nigérienne, avoir un enfant supplémentaire est une décision qui incombe à un couple marié, monogame ou polygame, car cela est mal vu au niveau des célibataires ou même des divorcés. Étant donné que le nombre d'épouses du chef du ménage est directement corrélé avec le nombre

d'enfants dans le ménage, mais n'est pas corrélé avec le statut de pauvreté du chef du ménage, cette variable est un instrument valide dans notre étude.

DONNES ET STATISTIQUE DESCRIPTIVE DES VARIABLES D'ETUDE

Les données que nous utilisons dans cette analyse proviennent de l'enquête sur les conditions de vie des ménages et l'agriculture réalisée en 2015 (ECVM/A 2015) par l'institut National des statistiques INS du Niger, avec l'appui financier de la FAO et d'autres organisations. L'enquête a concerné 21 668 ménages sur toute l'étendue du territoire. Après l'analyse et la sélection des données, en éliminant notamment les données manquantes, nous avons retenu 8 880 ménages. Les variables de l'étude et leur analyse statistique sont présentées dans le tableau 1.

La variable dépendante, dans cette étude, est le statut de pauvreté des ménages, qui prend deux valeurs, 1 si le ménage a un revenu mensuel par équivalent adulte inférieur au seuil de pauvreté, et 0 si non. Le

seuil ici est déterminé en fonction des dépenses journalières satisfaisant les besoins en calories d'un adulte, soit 1,25 USD. Nous constatons que la majorité des ménages soit 89,6 % sont en dessous du seuil de pauvreté. Ce qui notifie l'ampleur de la pauvreté dans le milieu rural au Niger. Le statut de polygamie du chef du ménage est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si le chef de ménage est polygame et 0 si non. Cette variable a été utilisée comme instrument dans le modèle probit à variable instrumentale. L'analyse statistique nous montre que seulement 20 % des ménages échantillonnés sont polygames. Cependant, des différences notoires sont constatées entre les pauvres dont 21 % sont polygame et les non-pauvres dont seulement 9 % sont polygame. La variable nombre d'enfant de moins de 5 ans est utilisée comme proxy de la fécondité des ménages dans cette étude. Les ménages ont, en moyenne, environ deux enfants. Ce nombre varie entre 0 et 17 enfants par ménage. Cette variable est supposée simultanément déterminée avec le statut de pauvreté des ménages, et est par conséquent endogène dans la détermination de celui-ci.

Tableau 1 : Présentation et description des variables du modèle

<i>Variables</i>	<i>Code</i>	Non-pauvres	Pauvres	Combinés
		Moyenne	Moyenne	Moyenne
<i>Variable dépendante</i>				
Statut de pauvreté des ménages (1=pauvre)	PV_STAT1	-	-	0,896 (0,304)
<i>Variable instrumentale</i>				
Statut de monogamie ou de polygamie (1=polygame)	F ₂	0,098 (0,298)	0,211 (0,408)	0,200 (0,399)
<i>Variable endogène</i>				
Nombre d'enfants de 0-5 ans	N_ENF	0,954 (1,34)	1,8 (1,62)	1,7 (1,61)
<i>Variables de contrôle</i>				
Âge du chef du ménage	AGE	39,05 (15,7)	43,84 (14,8)	43,34 (15,00)
Sexe du chef du ménage (1=homme)	SEXE	0,881 (0,323)	0,897 (0,305)	0,895 (0,303)

La durée du stock alimentaire (mois)	DUR_STO	3,73 (3,87)	2,54 (2,74)	2,67 (2,90)
Choc subi par le ménage	CHOC	0,37 (0,483)	0,44 (0,496)	0,433 (0,495)
La taille du ménage	N_MEM	0,412 (2,83)	0,713 (3,83)	0,682 (3,85)
Nombre de membres actifs	N_ACTIFS	0,316 (2,25)	0,513 (3,20)	0,492 (3,17)
Utilisation du travail des enfants	ENF_ACTIF	1,98 (0,121)	1,97 (0,161)	1,97 (0,157)
Nombre des membres en exode	N_EXOD	0,194 (0,700)	0,83 (0,745)	0,274 (0,741)

Ecart-types entre parenthèses

Source : Estimations de l'auteur

Les chefs des ménages au-dessus du seuil de pauvreté sont relativement plus jeunes (39 ans) que leurs homologues en dessous du seuil de pauvreté (environ 44 ans). Cependant, globalement l'âge des chefs de ménage est en moyenne d'environ 43 ans. Il y a en moyenne 31 actifs pour 100 personnes dans les ménages au-dessus du seuil de pauvreté, tandis que dans les ménages pauvres, plus de 50 membres sur 100 sont actifs.

Le tableau 2 nous donne la description des variables qualitatives du modèle. A partir de ce tableau, nous voyons que la principale activité des ménages ruraux au Niger est l'agriculture (plus de 66 % de notre échantillon), tandis que la somme des deux plus grands secteurs d'activité après l'agriculture (élevage et commerce) n'atteint même pas 20 % de l'échantillon. La classe des scores de consommation

alimentaire est une variable définie à partir d'un certain nombre de produits alimentaires consommés par le ménage au cours des 7 derniers jours. Un poids est accordé à chaque aliment et le score final est calculé pour chaque ménage. Trois classes sont définies à partir des scores à savoir la classe des consommations alimentaires pauvre (score compris entre 0 et 28), la classe des consommations alimentaires intermédiaires (score compris entre 28 et 42), et la classe des consommations alimentaires acceptables (score supérieur à 42). Ainsi, dans notre échantillon, plus de 50 % des ménages appartiennent à la classe des consommations alimentaires acceptables, pendant que 21,8 % et 24,1 % de l'échantillon appartiennent respectivement à la classe des consommations alimentaires pauvres et intermédiaires.

Tableau 2 : Présentation et description des variables qualitatives du modèle

<i>VARIABLE</i>	<i>CODE</i>	<i>Modalités</i>	<i>Proportions (%)</i>
Principale activité du chef du ménage	P_ACTIVITE	Agriculture Élevage et commerce Autres	66,25 17,30 16,45
Classe du score de consommation alimentaire	CFCS	<i>pauvre</i> <i>intermédiaire</i> <i>acceptable</i>	21,8 24,1 53,9
Niveau d'instruction	N_INSTR	Primaire Secondaire Supérieur Autre	20 6 0,8 73,20

Source : Estimation de l'auteur

Le niveau d'éducation du chef du ménage est une variable qui a pris plusieurs modalités, mais ici nous présentons uniquement trois modalités de la variable, à savoir le niveau primaire qui représente 20 % de ménages, le niveau secondaire 6 % et le niveau supérieur 0,8 % des ménages. Le niveau primaire est mieux représenté dans l'éducation formelle chez de ménages.

RESULTATS ECONOMETRIQUES

Nous allons, dans cette partie, présenter les résultats des deux modèles à savoir le modèle probit simple et dans un second

temps le modèle avec variable instrumentale.

Modèle Probit

Le modèle estimé ici est globalement significatif, car le *pseudo R²* Est de 0,1163. Cela signifie que les variables explicatives déterminent 11,63 % des variabilités de la variable dépendante. Le pourcentage de prédiction correcte est de 89,86 %. Le Wald χ^2 nous permet de tester l'hypothèse de la nullité de tous les coefficients du modèle et est de 380,79 à 1 %. Le χ^2 lu à 11 degrés de liberté et à 1 % est de 24,72. Nous rejetons donc l'hypothèse nulle de la nullité des coefficients du modèle.

Tableau 3 : résultat du modèle probit (fécondité exogène)

VARIABLES	coefficient	Ecart-type
_cons	1,511***	0,326
N_ENF	0,223***	0,027
DUR_STO	-0,056***	0,006
ENF_ACTIF	-0,158	0,147
P_ACTIVITE	-0,043***	0,006
CHOC	-0,032	0,040
SEXE	0,228***	0,081
AGE	0,013***	0,001
CFCS	-0,221***	0,026
SATAT_MAT	-0,133	0,009
N_INSTR	-0,021**	0,037
N_EXOD	0,039	0,024

F_2	0,248***	0,063
Variable dépendante	Statut de pauvreté des ménages	
Ratio de vraisemblance	-25 143 745	
Wald $\chi^2(11)$	380,79	
Probabilité > χ^2	0,0000	
Pseudo R^2	0,1163	
% prédiction correcte	89,86 %	

Source : estimation de l'auteur

*significatif à 10% **5 % ***1 %

Toutes les variables du modèle ont les signes attendus. Les variables nombre d'épouses du chef du ménage, âge et femme chef de ménage, et notre variable d'intérêt à savoir le nombre d'enfants de 0 à 5 ans ont un effet positif et significatif sur la pauvreté des ménages. Cela signifie que ces variables augmentent la probabilité pour un individu moyen de tomber en dessous du seuil de pauvreté. D'un autre côté, les variables durées du stock de vivres du ménage, être dans une classe de scores des consommations alimentaires différente de

la classe « pauvre », niveau d'instruction du chef du ménage ont des effets négatifs et significatifs sur la pauvreté des ménages. Cela veut dire qu'une augmentation d'une unité de chacune de ses variables diminue la probabilité pour un ménage moyen de tomber en dessous du seuil de probabilité. Le tableau 4 présente les effets marginaux des variables du modèle probit. Nous voyons que la naissance d'un enfant supplémentaire augmente la probabilité pour le ménage de tomber en dessous du seuil de pauvreté de 3,2 %.

Tableau 4 : effets marginaux (fécondité exogène)

Variables	(d_x/d_y)	Ecart-type
N_ENF	0,032***	0,032
DUR_STO	-0,008***	0,000
ENF_ACTIF	-0,023	0,021
P_ACTIVITE	0,006***	0,000
CHOC	-0,004	0,005
SEXE	0,033***	0,012
AGE	0,001***	0,000
CFCS	-0,032***	0,003
SATAT_MAT	-0,019***	0,003
N_INSTR	0,003**	0,001
N_EXOD	0,005	0,005

*significatif à 10% **5 % ***1 %

Le modèle probit avec variable endogène :

Les tableaux 5 et 6 présentent la première et la deuxième étape du modèle probit avec variable instrumentale. Le Wald χ^2 de cette régression est de 531,74, loin du χ^2 lu à 11 degré de liberté et au seuil de 1 %. Ce qui nous permet de rejeter l'hypothèse nulle de la nullité de tous les coefficients du modèle.

La statistique du test d'exogénéité est de 15,76 et significatif à 1 %. Ce qui nous permet de rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle la variable fécondité est exogène. Cela nous prouve que le modèle avec fécondité endogène est plus approprié pour analyser le lien entre la fécondité et la pauvreté au Niger.

Tableau 5 : Régression de la première étape

Variables	Coefficient	Ecart-type
_cons	2 881***	0,248
DUR_STO	0,017***	0,005
ENF_ACTIF	0,001	0,112
P_ACTIVITE	0,000 3	0,006
CHOC	-0,215***	0,033
SEXE	-0,065	0,061
AGE	-0,018***	0,001
CFCS	0.005	0.020
SATAT_MAT	-0,025***	0,018
N_INSTR	0,011	0,007
N_EXOD	0,089***	0,034
F_2	1,426***	0,053
Variable dépendante = Nombre d'enfants de moins de 5 ans dans le ménage (N ENF)		

Source : estimation de l'auteur
 *significatif à 10% **5 % ***1 %

Dans la régression de la première étape (tableau 5) les variables, qui déterminent significativement le nombre d'enfants dans le ménage dans notre spécification, sont la durée du stock de vivres du ménage, le fait de vivre un choc dans le ménage, l'âge du chef du ménage, le statut matrimonial du chef du ménage et le nombre de membres en exode dans le ménage. Seule cette dernière variable présente un effet inattendu sur la fécondité. On constate que, si le nombre de membres en exode dans le ménage augmente, la probabilité d'avoir un enfant supplémentaire dans le ménage augmente aussi. Cela pourrait s'expliquer par le fait que, si un membre (enfant âgé du ménage) quitte le ménage, la probabilité de le remplacer et d'avoir un enfant supplémentaire augmente dans le ménage. La variable durée du stock a un effet positif et significatif sur le nombre d'enfants dans le ménage. Si la durée du stock augmente d'un mois, la probabilité d'avoir un enfant supplémentaire dans le ménage augmente. L'âge du chef du ménage a un effet négatif sur sa fécondité. Plus, le chef du ménage est âgé, moins il a la chance d'avoir un enfant supplémentaire. Le statut matrimonial du chef du ménage (marié comme référence) a un signe négatif et significatif sur le nombre d'enfants dans le ménage. Par rapport aux mariés, les célibataires, les veuves-chefs de ménages, et les divorcés ont moins de

chance d'avoir un enfant supplémentaire. Enfin, la polygamie augmente considérablement la probabilité pour le ménage d'avoir des enfants supplémentaires.

Le tableau 6 présente les résultats des effets des variables du modèle sur la pauvreté. Les variables durées du stock, être au-dessus de la classe de score de consommation alimentaire « pauvre », statut matrimonial (par rapport aux mariés), niveau d'instruction, diminuent la probabilité pour un ménage de tomber en dessous du seuil de pauvreté. Par contre, les variables comme le femme chef de ménage et l'âge du chef du ménage augmentent la probabilité pour un ménage de tomber en dessous du seuil de pauvreté. Notre variable d'intérêt, la fécondité a un effet positif et significatif sur la pauvreté des ménages.

Le tableau 7 ci-dessous présente les effets marginaux des variables du modèle sur la pauvreté. Ce tableau nous montre que la naissance d'un enfant supplémentaire, dans un ménage, augmente sa probabilité de tomber en dessous du seuil de pauvreté de 38,5 %. Ce qui justifie d'une grande causalité entre la fécondité d'un ménage et son niveau de pauvreté. Ce résultat est identique à celui trouvé par (Gupta & Dubey, 2003) dans le cas des ménages

ruraux en Inde. Ils ont, en effet, utilisé des données micro de l'enquête quinquennale de 1993-94 et ont trouvé que cet effet est fortement positif et est réduit à moitié, lorsqu'on admet la fécondité comme variable endogène. Utilisant des données des enquêtes démographiques et de santé pour 22 pays de l'Afrique au sud du Sahara, la Banque mondiale a aussi trouvé que la fécondité baisse avec l'amélioration du niveau de vie, la baisse de la pauvreté, même si l'ordre de causalité n'est pas respecté ici (pauvreté engendre fécondité élevée).

Lorsque la durée du stock alimentaire du ménage augmente d'un mois, la probabilité pour ce ménage de tomber en dessous du seuil de pauvreté diminue de 5,7 %. Cela signifie que le stock alimentaire des ménages est un moyen de réduire le niveau de pauvreté de ces ménages. Comparé aux hommes, avoir une femme entend que chef du ménage augmente les risques de tomber dans la pauvreté de 23,2 % pour le ménage. Ce résultat s'explique par le fait qu'étant que chef du ménage, les hommes sont plus dynamiques et plus habileté à générer des sources de vie pour le ménage comparativement aux femmes.

Tableau 6 : Résultat du modèle probit avec variable instrumentale (fécondité endogène))

Variables	coefficients	Ecart-type
_cons	0,976	0,346
N_ENF	0,385***	0,044
DUR_STO	-0,057***	0,005
ENF_ACTIF	-0,153	0,142
P_ACTIVITE	-0,042***	0,007
CHOC	-0,004	0,041
SEXE	0,232***	0,077
AGE	0,016***	0,001
CFCS	-0,215***	0,026
SATAT_MAT	-0,085***	0,023
N_INSTR	-0,023**	0,009
N_EXOD	0,023	0,029
Variable dépendante	Statut de pauvreté des ménages	
Ratio de vraisemblance	-18065,79	
Wald $\chi^2(11)$	531,74	
Probabilité > χ^2	0,0000	
P-value test d'exogénéité	15,76	
Probabilité > χ^2	0,0001	
% prédiction correcte	89,90 %	

Source : estimation de l'auteur
*significatif à 10% **5 % ***1 %

L'âge du chef du ménage augmente son risque de tomber sous le seuil de pauvreté de 1,6 %. Cela explique que les ménages dirigés par les individus relativement moins âgés sont plus enclins à avoir un revenu par tête plus élevé. Appartenir aux deux autres classes de consommation alimentaire (classe de consommation alimentaire moyenne et la classe de consommation alimentaire acceptable) réduit la probabilité pour un ménage de se retrouver sous le seuil

de pauvreté de 21,5 %. Cela justifie l'assertion d'Amartya sen selon laquelle les famines sont entre autres choses dues à un manque d'accès aux ressources alimentaires (CLEMENT, 2009). La disponibilité des produits alimentaires et le contrôle de leur prix (imperfection des marchés) est un élément important dans la lutte contre la pauvreté des ménages.

Le niveau d'éducation du chef du ménage augmente la probabilité pour le ménage d'être en dessous du seuil de pauvreté de 2,3 %. Ce résultat est identique à celui trouvé par (Gupta & Dubey, 2003), et qui montre que contrairement au niveau d'éducation de la femme, celui de l'homme augmente le risque de pauvreté du ménage d'environ 13 %. Ils concluent que l'éducation n'est pas un bon investissement

chez les hommes dans les zones rurales de l'Inde. Nous pouvons aussi expliquer ce résultat par le fait qu'étant donné que l'agriculture est la principale activité des zones rurales, les producteurs avec un niveau primaire sont plus efficaces dans ce domaine par rapport à ceux avec un niveau secondaire ou supérieur (Hoang, 2012).

Tableau 7 : effets marginaux (fécondité endogène)

Variables	(d_x/d_y)	Ecart-type
N_ENF	0,385***	0,036
DUR_STO	-0,057***	0,005
ENF_ACTIF	-0,153	0,142
P_ACTIVITE	0,042***	0,007
CHOC	0,004	0,041
SEXE	0,232***	0,077
AGE	0,016***	0,001
CFCS	-0,215***	0,026
SATAT_MAT	-0,085***	0,023
N_INSTR	0,023**	0,009
N_EXOD	0,023	0,029

*significatif à 10% **5 % ***1 %

CONCLUSIONS ET RECOMMANDATIONS

Cet article découvre le lien qui existe entre le niveau de fécondité et la pauvreté des ménages au Niger. Un instrument est utilisé pour corriger l'endogénéité de la fécondité par rapport à la pauvreté. Cet instrument est de savoir si le chef de ménage a une femme ou plus d'une femme dans le ménage. Des variables socio-économiques déterminant d'abord le niveau de fécondité puis celui de pauvreté sont utilisées, sur la base des données provenant de l'enquête sur les conditions de vie des ménages et l'agriculture (ECVM/A 2015). Nous avons d'abord testé le modèle probit simple dans lequel nous avons considéré la fécondité comme exogène à la pauvreté. Ces résultats montrent que la fécondité affecte significativement la pauvreté des ménages, mais que l'effet est faible. Ce qui nous a amenés à considérer le modèle avec la fécondité comme variable endogène à la pauvreté.

Nos résultats montrent que la fécondité augmente significativement le niveau de pauvreté des ménages, pour dire qu'avoir un enfant supplémentaire dans le ménage augmente le risque pour celui-ci de se retrouver en dessous du seuil de pauvreté de 38,5 %. Au-delà de la fécondité, d'autres variables comme femme chef de ménage, l'âge du chef du ménage et le niveau d'éducation augmentent le risque de pauvreté de ces ménages. Cependant, les variables relatives à la durée du stock de vivre du ménage, appartenir à une classe de consommation alimentaire moyenne ou acceptable diminuent le risque de pauvreté des ménages.

La fécondité des ménages, quant à elle, augmente significativement avec la disponibilité du stock alimentaire des ménages, le nombre d'épouses du chef du ménage et le nombre de membres en exode dans le ménage. Elle diminue, avec les chocs subis par le ménage, l'âge du chef du

ménage, et le statut matrimonial outre que « marié ».

La lutte contre la pauvreté au Niger passerait entre autres par l'augmentation des dépenses (Youssoufou, 2013), et surtout les dépenses alimentaires des ménages. Cela sous-entend le renforcement de l'activité principale de ces zones rurales, lequel est l'agriculture, à travers des politiques agricoles efficaces pour une amélioration notable des revenus des ménages. La mise à disposition des ménages des denrées alimentaires sur les marchés locaux et le contrôle des prix de ces produits alimentaires.

BIBLIOGRAPHIE

- Aassve, A., Kedir, A., & Weldegebriel, H. T. (2006). State dependence and causal feedback of poverty and fertility in Ethiopia. *ISER Working Paper*(2006-30). Retrieved from <http://hdl.handle.net/10419/92172>
- ANAND, S. (1977). Aspects of Poverty in Malaysia. *Review of Income and Wealth*.
- Arthur, L., Yingying, D., & Tao, Y. a. (2012, Mai). Comparing Features of Convenient Estimators for Binary Choice Models With Endogenous Regressors. *University of California Irvine, and Boston College*.
- BECHER, G., & TOMAS, N. (1976). Child Endowments and the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy*, 2(81).
- CLEMENT, M. (2009). Amartya Sen et l'analyse socioéconomique des famines : portée, limites et prolongements de l'approche par les entitlements. *GREThA*(2009-25). Retrieved from <http://ideas.repec.org/p/grt/wpegrt/2009-25.html>
- Gupta, N. D., & Dubey, A. (2003). Poverty and Fertility: An Instrumental Variables Analysis on Indian Micro Data. *WORKING PAPER 03-11*.
- Hoang, V. L. (2012). Efficiency of Rice Farming Households in Vietnam: A DEA with Bootstrap and Stochastic Frontier Application. *International Journal of Development Issues*, Vol. 11(1). doi:10.1108/14468951211213868
- INS. (2016a). *La Niger en chiffre*. Niamey. Retrieved from <http://www.ins.ne>
- INS. (2016b). *Rapport final, projection démographique du Niger horizon 2012-2035*.
- PNUD. (2016). *Rapport sur le développement humain*.
- PNUD. (2018). Human Development indices and indicators, 2018 statistical updates. *Communications Development Incorporated*.
- PNUD, & OPHI. (2010). *Indice de Pauvreté multidimensionnelle*.
- Ravallion, M., & Bidani, B. (1994). How Robust Is a Poverty Profile? *World Bank Economic Review*, Oxford University Press, 8(1).

SCHOUMAKER, B. (n.d.). Pauvreté et fécondité en Afrique sub-saharienne : une analyse comparative des enquêtes démographiques et de santé. *African Population Studies Supplement A*, 19.

Youssoufou, H. D. (2013). La croissance économique est-elle pro-pauvres au Niger? *African Development Review*, 25(2).