

UNIVERSITE Thomas SANKARA

Centre d'Etudes, de Documentation
et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)

REVUE ECONOMIQUE ET SOCIALE AFRICAINE

SÉRIES ÉCONOMIE

A two-stage control function approach with settlement-specific residual variance to identify effects of family size on school achievement in Ouagadougou

Idrissa OUILI, Ismaël MOURIFIE & Thomas RUSSELL

La dynamique de la pauvreté au Niger revisitée :
une approche par les échelles d'équivalence

Youssoufou HAMADOU DAOUDA

Intensité d'utilisation des outils mécaniques et efficacité techniques
des producteurs de maïs au Burkina Faso

Bienlo Annick Marina PARE & Pam ZAHONOGO

Les déterminants de l'efficacité technique de la production du mil
dans la région du Sahel au Burkina Faso

SEOGO Windinkonté & SAWADOGO W. Jean-Pierre

Asymptotic Equivalence of OLS (GLS) and Maximum Likelihood
using Cointegrated Systems with Higher Order Integrated Variables

El Hadji GUEYE

Empreintes environnementales du commerce international
dans la zone CEDEAO

Tiertou Edwige SOME

Stock de capital humain des adultes du ménage en Côte d'Ivoire :
quels effets sur le maintien des filles dans le système scolaire ?

AHOURE Alban Alphonse E.

La REVUE CEDRES-ETUDES « séries économiques » publie, semestriellement, en français et en anglais après évaluation, les résultats de différents travaux de recherche sous forme d'articles en économie appliquée proposés par des auteurs appartenant ou non au CEDRES.

Avant toute soumission d'articles à la REVUE CEDRES-ETUDES, les auteurs sont invités à prendre connaissance des « recommandations aux auteurs » (téléchargeable sur www.cedres.bf).

Les articles de cette revue sont publiés sous la responsabilité de la direction du CEDRES. Toutefois, les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs.

En règle générale, le choix définitif des articles publiables dans la REVUE CEDRES-ETUDES est approuvé par le CEDRES après des commentaires favorables d'au moins deux (sur trois en générale) instructeurs et approbation du Comité Scientifique.

La plupart des numéros précédents (69 numéros) sont disponibles en version électronique sur le site web du CEDRES www.cedres.bf

La REVUE CEDRES-ETUDES est disponible au siège du CEDRES à l'Université Thomas SANKARA et dans toutes les grandes librairies du Burkina Faso et aussi à travers le site web : www.cedres.bf

DIRECTEUR DE PUBLICATION

Pr Pam ZAHONOGO, Université Thomas SANKARA (UTS)

COMITE EDITORIAL

Pr Pam ZAHONOGO, UTS Editeur en Chef

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi

Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé

Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop

Pr Eugénie MAIGA, Université Norbert ZONGO Burkina Faso

Pr Mathias Marie Adrien NDINGA, Université Marien N'Gouabi

Pr Omer COMBARY, UTS

Pr Abdoulaye SECK, Université Cheikh Anta DIOP

Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi

SECRETARIAT D'EDITION

Dr Samuel Tambi KABORE, UTS

Dr Théodore Jean Oscar KABORE, UTS

Dr Jean Pierre SAWADOGO, UTS

Dr Kassoum ZERBO, UTS

COMITE SCIENTIFIQUE DE LA REVUE

Pr Abdoulaye DIAGNE, UCAD (Sénégal)

Pr Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint Louis

Pr Gilbert Marie Aké N'GBO, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo (Gabon)

Pr Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Idrissa OUEDRAOGO, Université Aube Nouvelle

Pr Kimséyinga SAVADOGO, UTS

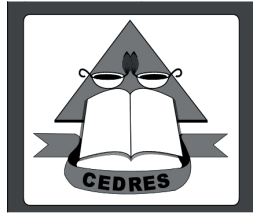
Pr Gnderman SIRPE, Université Aube Nouvelle

Pr Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada)

Pr Gervasio SEMEDO, Université de Tours

Pr Pam ZAHONOGO, UTS

Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)



www.cedres.bf

REVUE CEDRES-ETUDES

Revue Economique et Sociale Africaine

REVUE CEDRES-ETUDES N°70

Séries économie

2^{ie} Semestre 2020

SOMMAIRE

A two-stage control function approach with settlement-specific residual variance to identify effects of family size on school achievement in Ouagadougou.....07

Idrissa OUILI, Ismaël MOURIFIE & Thomas RUSSELL

**La dynamique de la pauvreté au Niger revisitée :
une approche par les échelles d'équivalence.....37**

Youssoufou HAMADOU DAOUDA

**Intensité d'utilisation des outils mécaniques et efficacité techniques
des producteurs de maïs au Burkina Faso.....69**

Bienlo Annick Marina PARE & Pam ZAHONOGO

**Les déterminants de l'efficacité technique de la production du mil
dans la région du Sahel au Burkina Faso.....105**

SEOGO Windinkonté & SAWADOGO W. Jean-Pierre

**Asymptotic Equivalence of OLS (GLS) and Maximum Likelihood
using Cointegrated Systems with Higher Order Integrated Variables.....129**

El Hadji GUEYE

Empreintes environnementales du commerce international dans la zone CEDEAO.....195

Tiertou Edwige SOME

**Stock de capital humain des adultes du ménage en Côte d'Ivoire :
quels effets sur le maintien des filles dans le système scolaire ?.....226**

AHOURE Alban Alphonse E.

**La dynamique de pauvreté au Niger revisitée :
une approche par les échelles d'équivalence**

HAMADOU DAOUDA Youssoufou

*Laboratoire de Recherche et d'Analyse sur le Développement Economique
et Social (LARADES)*

Université de Tahoua (Niger)

E-mail : yankori2000@yahoo.fr

Résumé

Cet article utilise les échelles d'équivalence pour réexaminer l'évolution de la pauvreté monétaire au Niger à partir des données de panel. L'effet des échelles d'équivalence a été de rehausser numériquement les niveaux de pauvreté, malgré la tendance à la baisse de la dynamique de la pauvreté entre 2011 et 2014. Par ailleurs, les résultats montrent que les taux de pauvreté sont très sensibles aux variations dans les zones agroécologiques. Les bonnes récoltes peuvent entraîner une réduction rapide de la pauvreté, tandis que les récoltes médiocres et les chocs exogènes ont un impact négatif sur le bien-être. La volatilité du secteur agricole et l'exposition des ménages aux chocs représentent ainsi des déterminants majeurs des changements négatifs dans la profondeur et la gravité de la pauvreté, et ralentissent par voie de conséquence le rythme de réduction de la pauvreté. Enfin, les ménages dirigés par des femmes présentent une forte vulnérabilité tant sur le marché du travail que dans la gestion des familles dont elles ont la charge. Cette situation appelle l'attention des pouvoirs de mieux intégrer l'aspect genre dans la lutte contre la pauvreté, en renforçant notamment leur capacité d'accès aux ressources financières et institutionnelles.

Mots-clés : Echelle d'équivalence, Courbe d'Engel, Economies d'échelle, dynamique de pauvreté, courbe TIP, Niger.

Abstract

We use equivalence scales to re-examine the evolution of monetary poverty in Niger from panel data from 2011 to 2014. The results show the effects of the equivalence scales are to raise numerous poverty rates which are very sensitive to fluctuations in agricultural production. Good harvests can lead to a rapid reduction in poverty, while poor harvests and exogenous shocks have a negative impact on well-being. The volatility of the agricultural sector and the exposure of households to shocks are thus major determinants of negative changes in the depth and severity of poverty, and consequently slow the pace of poverty reduction. Finally, poverty and vulnerability are more prevalent in female-headed household. This situation requires the attention of the public authorities to mainstream gender in the fight against poverty, for example by strengthening their ability to access financial and institutional resources.

Key words: equivalence of scale, Engel curve, Economies of scale, dynamics of poverty, TIP courbe, Niger.

JEL Classification: I31, I32, R12, O55

1. Introduction

L'une des questions encore en discussion dans la littérature sur la pauvreté concerne les comparaisons du bien-être de ménages de taille et composition différentes. L'intérêt de prendre en compte le coût des enfants par rapport aux adultes, ainsi que les économies d'échelle réalisées grâce à la mutualisation des ressources au sein des ménages a fait l'objet d'une vaste littérature (Deaton et Muelbauer, 1980 ; Lechene, 1993 ; Bourguignon, 1993 ; Lanjouw et Ravallion, 1995 ; Hourriez et Olier, 1997 ; Deaton et Zaidi, 2002 ; Ravallion, 2015 ; Chiappori, 2016 ; Martin, 2017 ; Martin et Périvier, 2018). Comment comparer la consommation d'un ménage composé d'une seule personne à celle d'un couple ou d'un ménage de cinq personnes ? À combien d'adultes « équivaut » en termes de consommation un enfant de 3 ans, 7 ans ou 14 ans ? Comment mesurer l'ampleur des gains réalisés dans les grandes du fait de l'utilisation commune de certains biens ?

Ces interrogations sont d'autant plus importantes qu'il est admis qu'au sein d'un ménage, les membres ont des besoins différents compte tenu de leur âge ou de leur activité et des économies d'échelle réalisées. Les échelles d'équivalence permettent de comparer le niveau de vie des ménages de taille et de compositions différentes, de manière à obtenir une dépense de consommation par équivalent-adulte. Le concept d'échelle d'équivalence trouve son fondement dans la théorie de l'utilité, plus précisément de la représentation des préférences individuelles. Son usage fait suite à la nécessité de trouver une échelle de correction de façon à pouvoir comparer utilement différentes situations. Si un consensus semble se dégager sur l'utilité de corriger les revenus ou les dépenses de consommation par la taille et la démographie des ménages, les avis divergent, cependant, sur l'échelle de correction à retenir, c'est-à-dire l'estimation du poids relatif des différents individus qui composent le ménage (Bourguignon, 1993 ; Hourriez et Olier, 1997).

Une échelle d'équivalence répond donc à une double préoccupation. D'une part, elle permet de neutraliser les effets de taille et de composition des ménages dans le cadre des comparaisons de pauvreté. D'autre part, elle vise à tenir compte des besoins différenciés entre les membres d'un ménage (adulte *versus* enfant), et des économies d'échelle qu'il peut y avoir du fait de la mutualisation de certains biens (logement, cuisine, toilette, etc.) au sein du ménage afin de réduire leurs coûts de fonctionnement¹ (Glaude, 1997).

Avec un ratio de pauvreté de 45,4 % et un revenu moyen par habitant de 420 dollars, le Niger est l'une des nations les plus pauvres du monde. En 2018, il est classé dernier (189^{ème} sur 189 pays) du classement de l'indice de développement humain (IDH) du Programme des Nations Unies pour le Développement. En outre, le Niger est confronté à d'importants risques liés aux chocs climatiques et environnementaux, aux chocs sur les prix du pétrole, aux tensions sécuritaires et à la croissance démographique.

La prise en compte des échelles d'équivalence dans l'appréciation du niveau de vie est susceptible de mieux appréhender le phénomène de pauvreté et d'affiner ainsi les politiques de lutte. Au Niger, tout particulièrement, étant donné que la structure et la taille des ménages varient en fonction du milieu de résidence et parfois du genre, l'appréciation du différentiel de pauvreté pourrait provenir à la fois de l'échelle d'équivalence adoptée et des économies d'échelle réalisées par les membres d'un ménage. En d'autres termes, l'évaluation des différences de pauvreté selon la zone agroécologique et le genre du chef de ménage devrait prendre en compte le coût relatif des enfants par rapport aux adultes et l'utilisation effective des ressources du ménage selon les besoins des individus qui le composent.

¹ La mise en commun de nombreux biens (cuisine, repas, etc.) dans les familles permet de réaliser des économies d'échelle, notamment dans la consommation. Il est donc nécessaire d'en tenir compte dans les comparaisons de niveau de vie des individus qui composent le ménage. Dans ce cas, on présume que les dépenses de consommation d'un ménage de 5 personnes ne sont pas 5 fois plus élevées que celles d'un ménage composé d'une seule personne.

En considérant le seuil de pauvreté monétaire d'un ménage, la question de recherche principale posée est la suivante : comment le seuil de pauvreté varie-t-il pour les ménages dont les caractéristiques sociodémographiques et la taille sont différentes? L'objectif de l'article est de mesurer précisément l'impact des échelles d'équivalence sur l'évolution du différentiel spatial de pauvreté au Niger². A partir des informations des données de panel ECVMA (enquêtes sur les conditions de vie des ménages et l'agriculture) de 2011 et 2014, nous cherchons à savoir si l'appréciation du différentiel de pauvreté selon le milieu de résilience et la localisation géographique des ménages dépend de l'échelle d'équivalence adoptée. En introduisant ainsi une méthodologie dans l'appréhension de la pauvreté fondée sur les échelles d'équivalence, l'apport essentiel de l'article est de contribuer à une meilleure estimation de la pauvreté des ménages ainsi qu'à un meilleur affinement des politiques de lutte contre cette dernière. Le reste de l'article est organisé comme suit. La deuxième section met en évidence la revue de littérature. La troisième section expose la méthode de détermination de l'échelle d'équivalence et les sources de données. La quatrième section analyse l'impact de cette échelle sur l'évolution de la pauvreté selon les régions et le milieu de résidence. En relation avec les échelles d'équivalence, la cinquième section examine les disparités entre les ménages selon le marché du travail et le genre. La sixième section propose une conclusion.

² Nous utilisons la dépense totale comme indicateur de mesure du bien-être monétaire. Celle-ci est la somme des dépenses alimentaires du ménage auxquelles on ajoute des dépenses liées à la santé, à l'éducation et aux logements.

2. Revue de littérature

La littérature utilise deux approches pour estimer les échelles d'équivalence, à savoir la l'approche objective et l'approche subjective. La première consiste à modéliser la demande des ménages pour différents biens comme une fonction à la fois du revenu, mais aussi de la taille et de la composition du ménage. L'approche objective s'appuie sur l'hypothèse d'Engel (1857) pour approximer le niveau de vie d'un ménage par la part de son budget qu'il consacre aux dépenses alimentaires. Le niveau de vie d'un ménage est donc faible, à mesure que celui-ci dépense une part importante de son budget en biens alimentaires. Cette hypothèse reste crédible, notamment en Afrique subsaharienne, environ 70 % des ressources des ménages sont encore consacrées à l'alimentation. Notre travail reste ainsi dans le cadre standard des échelles d'équivalence, privilégiant l'approche unitaire du ménage. La deuxième approche dite subjective a été proposée dans la littérature par Kapteyn et Van Praag (1976). Contrairement à l'approche objective, l'estimation de l'échelle ne repose pas sur un choix arbitraire du niveau de vie (Hourriez et Olier, 1997). Cette approche est littéralement basée sur des informations qualitatives déterminant le poids à affecter à chaque membre d'une famille ou d'un ménage.

Dans la pratique, deux types d'échelles d'équivalence sont couramment utilisées dans les travaux économiques. L'échelle dite « d'Oxford » utilisée dès les années 1950 (Hourriez et Olier, 1997). Elle attribue au premier adulte d'un ménage 1 unité de consommation, chaque adulte additionnel 0,7 unité et chaque enfant dont l'âge ne dépasse pas 14 ans 0,5 unité. La somme de ces unités donne le nombre d'équivalents-adultes dans le ménage. Dans les années 90, « l'échelle de l'OCDE » émerge dans la littérature. Elle attribue à chaque ménage un nombre d'équivalents-adultes égal à la racine carrée du nombre d'individus vivant dans ce ménage. Cependant, toutes ces méthodes n'intègrent par exemple les dépenses non monétaires des enfants ou des adultes supplémentaires. C'est pourquoi dans les années 2000, une nouvelle méthode de calcul fondée sur les « échelles d'équivalence complètes » (Gardes et al., 2015).

Les échelles d'équivalence complètes intègrent une dimension monétaire et temporelle (temps utilisé par les parents pour l'éducation et la prise en charge des enfants notamment) aux dépenses des ménages.

Malgré l'intérêt dont leur usage suscite dans la littérature, les échelle d'équivalences ont fait l'objet de nombreuses critiques (Bourguignon, 1993 ; Lechene, 1993 ; Lanjouw et Ravallion, 1995). L'approche unitaire du ménage suppose que celui-ci maximise une fonction d'utilité sous contrainte de ses ressources. Cela pose non seulement le problème d'individualisme méthodologique (Chiappori, 1992), mais celui de l'agrégation des utilités des différents individus qui composent le ménage (Martin, 2017). Par ailleurs, l'application d'une échelle d'équivalence postule implicitement que les membres d'un ménage sont supposés mettre en commun leurs ressources, excluant du coup la possibilité d'inégalités au sein du ménage. Or, Lanjouw et Ravallion (1995) précisent que les inégalités au sein des ménages peuvent fragiliser la portée des modèles de comportements des consommateurs. Le fait que les échelles d'équivalence n'intègrent pas les dépenses non monétaires faites pour les enfants ou les adultes supplémentaires est une limite importante (Gardes et al. 2015). Pourtant, ce postulat peut masquer des inégalités au sein du ménage, entre hommes et femmes ou entre parents et enfants par exemple. Si sur ces limites, aucune des solutions proposées dans la littérature n'est totalement convaincante (Blackorby et Donaldson, 1993), il est utile de souligner que des travaux qualifiés d'approches « collectives » du ménage admettent explicitement que le ménage est constitué de plusieurs individus qui possèdent chacun leurs préférences et leur fonction d'utilité propres (Chiappori, 1988 ; Browning et al., 2013 ; Chiappori, 2016).

Ces critiques n'empêchent pas que les échelles d'équivalence fassent l'objet de nombreuses applications, notamment dans les travaux sur la pauvreté. Les premiers travaux sur les échelles d'équivalence remontent aux années 50 avec la mise en œuvre de politiques publiques visant à lutter contre la pauvreté, après la seconde guerre mondiale. Ces travaux proposent plusieurs méthodes pour les estimer (Prais & Houthakker, 1971 ; Prais, 1953 ; Friedman, 1952). Dans les années 90, des auteurs

comme Ruggles (1990) et Cutler et Katz (1992) ont élaboré de nouvelles méthodes pour calculer les échelles d'équivalence dans le cadre de la répartition de la consommation des ménages et du suivi de la pauvreté aux USA. Globalement, les études montrent que l'application des échelles d'équivalence à des ménages de taille et de composition différentes possède un impact sur les ratios de la pauvreté. Certaines études soulignent l'importance de l'estimation de la pauvreté par habitant ainsi que des dépenses en équivalent-adulte fondées sur les économies d'échelle (Pollak & Wales, 1979 ; Deaton et Zaidi, 2002) et la réduction des besoins des enfants (Lanjouw et Ravallion, 1995 ; Deaton, 2003).

D'autres études ont conclu que le taux de pauvreté est relativement sensible à l'échelle d'équivalence utilisée (Martin et al. 2018 ; Batana et al. 2013 ; Streak, Yu, et Van der Berg, 2009 ; Deaton et Paxton, 1997). Fondamentalement, une catégorie d'études suggère simplement que l'usage des échelles d'équivalence augmentent le ratio de pauvreté, comme c'est le cas de Lachaud (1998 ; 2000) pour le cas de la Mauritanie et du Burkina Faso ; de Cooke et al. (2016) pour le Ghana ; de Lanjouw (2009) pour le cas du Brésil et de Streak et al. (2009) dans le cas de l'Afrique du Sud.

3. Méthode, données et estimation économétrique

3.1. La méthode d'estimation

Nous utilisons l'approche « objective » fondée sur la structure de consommation du ménage pour estimer les échelles d'équivalence. Elle s'appuie sur les consommations du ménage et l'élasticité des différentes dépenses (par poste de consommation) à la taille du ménage, en mobilisant des modèles microéconomiques issus d'Engel (1857) selon lequel le niveau de vie d'un ménage dépend de la part de ses dépenses qu'il consacre à l'alimentation et que les dépenses de consommation des adultes pourraient être utilisées comme proxy du niveau de vie d'un ménage. Pour rappel, Engel (1857) tente de mesurer le niveau de bien-être d'un ménage par la part que représentent les dépenses alimentaires dans sa consommation totale. D'après Engel, deux ménages dont la part des dépenses alimentaires est identique peuvent être considérés comme ayant le même niveau de bien-être. Dans le contexte des pays en développement, la méthode d'Engel se justifie car l'alimentation constitue le poste le plus important des dépenses totales des ménages (67 % des cas au Niger par exemple). On peut, à cet égard, considérer que les dépenses de consommation constituent une bonne approximation du niveau de vie. En relation avec les dépenses alimentaires et totales, et les économies d'échelle réalisées au sein des familles, l'échelle d'équivalence peut être estimée par une méthode économétrique. De façon générale, la formulation de l'échelle d'équivalence peut s'écrire (Deaton et Zaidi, 2002)³ :

$$E = (N_a + \lambda N_c)^\theta \quad [1]$$

Où E représente le nombre équivalent-adulte, N_a le nombre d'adultes et N_c le nombre d'enfants. λ exprime le coût relatif d'un enfant par rapport à

³ L'utilisation de la méthode d'Engel a été vulgarisée à partir des travaux de Working (1943).

un adulte et θ un paramètre d'échelle qui reflète la non proportionnalité des coûts dans les ménages comportant un nombre élevé de personnes. En raison des besoins spécifiques des enfants et de la démographie des familles, dans le contexte africain, Lachaud (2000) propose une extension de cette formule en considérant 3 classes d'enfants. Plus précisément, il est question de savoir à combien d'adultes est « équivalent » en termes de consommation, un enfant de la tranche d'âge 0-4 ans, 5-9 enfants et un adolescent de 10-14 ans⁴.

$$EQ = (A + \lambda_{0-4}E + \lambda_{5-9}E + \lambda_{10-14}E)^\theta \quad [2]$$

Où EQ représente la valeur de l'échelle d'équivalence, A et E, respectivement, le nombre d'adultes et d'enfants dans le ménage, λ_{0-4} , λ_{5-9} , λ_{10-14} indiquent, respectivement, les coefficients d'équivalence entre les adultes et les enfants selon les différentes tranches d'âge d'enfants. Alors que $(A + \lambda_{0-4}E + \lambda_{5-9}E + \lambda_{10-14}E)$ traduit le poids du ménage en équivalent-adulte, le coefficient θ convertit ces équivalent-adultes en termes d'utilisation effective des ressources du ménage⁵. Afin d'obtenir le coût des enfants, on régresse la part alimentaire sur la dépense totale ainsi que sur la taille et d'autres paramètres sociodémographiques du ménage. Deaton (1997) utilise une version du modèle *Almost Ideal Demand System* (AIDS qui signifie le système de demande presque idéal) de Deaton et Muellbauer (1980) pour analyser le lien entre la mesure du bien-être et la demande de consommation des ménages. Ainsi, pour un ménage i la forme fonctionnelle de la part budgétaire alimentaire s'écrit :

⁴ Dans les données auprès des ménages (enquête consommation, enquête prioritaire ou enquête démographique et de santé), l'enfant de 15 ans, est considéré comme un adulte puisqu'il serait en âge de travailler, et donc de contribuer au revenu de la famille.

⁵ Ce coefficient est appelé élasticité-taille. Il est compris entre 0 et 1, tout comme le coefficient λ . Sa formule est : $\theta = \frac{\partial \alpha / \alpha}{\partial t / t}$, où α est la dépense de consommation et t la taille du ménage.

$$W_i = \alpha + \beta_1 \ln(x/n) + \beta_2 \ln(n) + \sum_{j=1}^{J-1} \delta_j \eta_{ji} + \varepsilon \quad [3]$$

Avec W_i la part des dépenses alimentaires du ménage, x la dépense totale du ménage, n la taille du ménage et η_{ji} la proportion d'individus dans le ménage i de la catégorie j . Puis en suivant une procédure économétrique de Deaton (1997) montre qu'à partir d'un ménage de référence, il est possible d'estimer le coût relatif des enfants d'une catégorie j , comparativement aux adultes. Dans ce cas, on exprime le log du ratio du coût relatif en termes de dépenses totales d'un ménage de deux enfants et un adulte – x^1 – par rapport à un ménage de référence composé de deux adultes – x^0 .

$$\ln(x^1/x^0) = [(1 - \beta_2/\beta_1)\ln(3/2)] + [(\delta_a - \delta_e)/3\beta_1] \quad [4]$$

Avec δ_a et δ_e , respectivement, les coefficients des adultes et des enfants du ménage de référence. En d'autres termes, l'équation [4] estime la dépense totale d'un ménage composé de deux adultes et d'un individu supplémentaire – enfant – comparativement à un ménage sans enfant. Cette équation admet que des économies d'échelles prévalent pour les deux groupes d'individus. Or, les enfants ne valent qu'une certaine fraction des adultes. Pour tenir compte de cette différence d'équivalence, Deaton isole l'« effet échelle » des enfants des économies d'échelle, en mesurant le coût d'un enfant supplémentaire par rapport au coût d'un adulte supplémentaire. Les besoins associés à chaque membre composant le ménage dépendent notamment de leur âge, en particulier les dépenses liées à la charge des enfants âgés de 0 à 14 ans. A partir de 15 ans, nous considérons qu'un enfant engendre autant de dépenses qu'un adulte. Ce seuil, fixé de façon conventionnelle par l'OIT, correspond à l'âge d'entrée dans la vie active dans les pays en développement.

3.2. Les sources de données

Les données utilisées sont issues de l'exploitation des bases de données des enquêtes panel sur les conditions de vie des ménages et l'Agriculture (ECVMA) réalisées en 2011 et 2014. Elles ont été collectées, respectivement auprès de 3859 et 3617 ménages, pour faire le suivi de la pauvreté et des populations vulnérables, mais aussi pour fournir des outils d'analyses des politiques publiques agricoles. Pour chacune des enquêtes, trois questionnaires ont été administrés au cours de deux, un premier passage de la mi-juillet à la mi-septembre, pendant la période des semailles et d'entretien des champs ; et un second passage en novembre et décembre pendant la période des récoltes. Le « questionnaire sur les ménages » comprend notamment les informations sociodémographiques, ainsi que des données sur la consommation alimentaire au cours des sept jours précédents l'enquête et sur la consommation non alimentaire au cours des 7 jours, 30 jours, 3 mois, 6 mois et 12 mois précédents l'enquête, en fonction de la fréquence à laquelle on s'attend à ce que le ménage achète différents types de biens. Le « questionnaire agricole » a collecté des données sur les exploitations agricoles des ménages, notamment l'accès à la terre, les cultures exploitées, les intrants, la main-d'œuvre et les équipements mobilisés, etc. Enfin, le « questionnaire communautaire » est consacré aux renseignements sur l'accès aux infrastructures et aux prix à la consommation sur les marchés et autres points de vente.

Dans cet article, les informations utilisées dans cet article proviennent du questionnaire relatif aux caractéristiques sociodémographiques des ménages⁶. Nous estimons l'équation des échelles d'équivalence pour les deux périodes en tenant compte des paramètres suivants. La variable dépendante est la part des dépenses alimentaires dans le budget des ménages. Les variables indépendantes concernent : (i) le log des dépenses réelles par tête ; (ii) le log de la taille des ménages ; (iii) la répartition démographique des ménages en groupe d'âges, respectivement, moins de

⁶ Ce questionnaire comporte les informations suivantes : renseignements sur le chef de ménage, composition démographique du ménage, couverture sanitaire, accès à l'éducation – 7 ans et plus –, logement, emploi du chef, biens animaliers et exploitations agricoles, entreprises et activités non agricoles, dépenses et biens durables du ménage.

5 ans, 5-9 ans, 10-14 ans et 15-55 ans ; (iv) le sexe du chef de ménage ; (v) le niveau d'instruction du chef de ménage, à savoir, primaire, secondaire et supérieur.

3.3. L'estimation économétrique

Les résultats des estimations de la courbe d'Engel par la méthode des moindres carrés pour les deux périodes sont affichés au tableau 1. Dans un premier temps, on peut constater que la spécification générale du modèle de régression est correcte. Le modèle, qui prend en compte l'hétéroscédasticité du terme d'erreur afin d'éviter que les variances du terme aléatoire différent selon les types de ménages et générer des paramètres non efficaces bien que non biaisés et convergents, explique 55,3 et 56,5 % de la variance de la part des dépenses alimentaires, respectivement, en 2011 et 2014. Dans les deux cas, le test joint des coefficients liés aux tranches d'âges – $\lambda_{0-4} = \lambda_{5-9} = \lambda_{10-14} = \lambda_{15-55} = 0$ – indique que l'hypothèse nulle doit être rejetée, ce qui signifie que les variables inhérentes à la démographie contribuent à expliquer la variation de la variable dépendante. En outre, le test de Wald, significatif au seuil de 5 %, permet de rejeter l'hypothèse nulle des coefficients $\beta_2/\beta_1 = 0$, soit $\theta = 1 - \beta_2/\beta_1 = 1$.

Tableau 1 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés ordinaires de la courbe d'Engel – Niger 2011 et 2014¹

Paramètres	Ensemble du pays 2011			Ensemble du pays 2014		
	β	Erreur- type	t ²	β	Erreur -type	t ²
Variabes indépendantes						
Constante	1,591	0,06 4	24,929*	1,288	0, 06 3	20,412 *
Log des dépenses réelles par tête	- 0,079	0,00 5	-16,799*	-0,057	0, 00 6	- 15,815 *
Log taille du ménage	- 0,011	0,00 5	-2,413*	-0,015	0, 05 0	- 3,044*
Démographie du ménage						

Enfants – < 5 ans	- 0,006	0,00 6	0,297**	0,004	0, 00	0,632
Enfants – 5-9 ans	- 0,010	0,00 7	0,437	- 0,010	0, 00	- 0,147
Enfants – 10-14 ans	0,010	0,01 0	0,951	0,001	0, 01	1,129
Adultes – 15-55 ans	- 0,007	0,00 3	-2,108*	-0,009	0, 00	- 1,964*
Adultes – > 56 ans	- 0,028	0,01 0	-2,742*	0,004	0, 00	0,636
Sexe du chef de ménage – homme³	- 0,007	0,00 5	0,118	- 0,013	0, 00	- 2,353*
Instruction du chef de ménage⁴						
Primaire	- 0,028	0,00 5	-5,443*	-0,029	0, 00	- 4,844*
Secondaire 1 ^{er} cycle	- 0,049	0,00 6	-7,815*	-0,035	0, 00	- 4,836*
Secondaire 2 ^{ème} cycle	- 0,076	0,01 0	-5,386*	-0,070	0, 01	- 4,222*
Supérieur	- 0,103	0,01 0	-10,480*	-0,082	0, 01	- 8,329*
Statut du travail du chef de ménage⁵						
Salarié public-privé	- 0,019	0,00 8	2,301*	0,010	0, 00	1,165
Salarié privé indépendant	0,022	0,01 0	2,297*	-0,001	0, 01	- 0,058
Indépendant agricole	0,037	0,00 8	4,502*	0,033	0, 00	4,575*
Indépendant non agricole	0,008	0,00 8	1,010	0,015	0, 00	2,047*
Zone agroécologique⁶						
Agricole	0,070	0,00 6	10,646*	0,130	0, 00	18,386 *
Agropastorale	0,085	0,00 7	12,400*	0,132	0, 02	18,044 *
Pastorale	0,088	0,00 7	12,379*	0,168	0, 00	23,697 *
Niamey (capitale)	-0,022	0,00 5	-4,058*	-0,035	0, 00	- 5,445*

R² ajusté	0,551	0,563
F (sig F)	237,88 (0,000)	233,87 (0,000)
Test de Wald ($\beta_2/\beta_1=0$)	6,566 (0,010)	10,533 (0,001)
Test joint β démographie = 0	3,823 (0,004)	2,438 (0,045)
Nombre de ménages	3859	3617

(1) La variable expliquée est la part des dépenses alimentaires dans le budget total du ménage. (2) probabilité « *two-tailed* » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre β et l'erreur-type ; (3) Base = femme ; (4) Base = sans instruction ; (5) Base = salarié protégé ; (6) Base = autres zones urbaines.

Note : * = significatif à 5 % au moins et ** = significatif à 10 % au moins.

Source : auteur, à partir de la base de données ECVMA, Niger 2011- 2014 – pondérations normalisées

Dans un second temps, le tableau 1 montre que les coefficients liés aux dépenses réelles par tête et à la taille du ménage sont significatifs au seuil de 5 %. Il s'ensuit que le coefficient d'échelle θ est égal à 0,86 et 0,73, respectivement, en 2011 et 2014⁷. Cependant, les coefficients δ_j , inhérents à la proportion des enfants dans le ménage, ne sont significatifs que pour la tranche d'âge 10-14, et ce uniquement pour l'année 2011. De ce fait, l'estimation des paramètres λ_{0-4} à λ_{10-14} de l'équation [2], spécifiant l'échelle d'équivalence entre les adultes et les enfants en fonction des niveaux d'âge, n'est possible que pour λ_{0-4} ⁸. Du coup, l'équation [2] se ramène en 2011 à :

$$EQ = (A + \lambda_{0-4}E + \lambda_{5-9}E + \lambda_{10-14}E)^{0,4} = (A + \lambda_{0-4}E + E_{5-14})^{0,86} \quad [5]$$

⁷ Ces coefficients sont comparables à ceux présentés dans la littérature. Par exemple, on note la proximité des coefficients avec ceux obtenus pour l'Inde et le Pakistan, respectivement, 0,72 et 0,87 (Deaton, 1997).

⁸ Cependant pour 2014, l'équation [2] se réduit à $n^{0,73}$.

Dans ces conditions, le coût d'un enfant supplémentaire de 10-14 ans par rapport au coût additionnel d'un adulte de 15-55 ans est de 1,024⁹. Enfin, le tableau 1 montre que, quelle que soit la période d'investigation considérée, la proportion des dépenses alimentaires dans le budget des ménages est positivement corrélée au statut de travail et à la zone agroécologique du chef de ménage, et inversement reliée au niveau d'instruction de ce dernier, dans une certaine mesure.

4. Echelles d'équivalence et dynamique spatiale de pauvreté

4.1. Echelle d'équivalence et différentiel de pauvreté selon la zone agroécologique et le statut du travail

Le tableau 2 affiche les mesures de la pauvreté des ménages selon les zones agroécologiques, le milieu de résidence et le statut du travail. Globalement, l'incidence de la pauvreté grâce à l'évolution du taux de croissance du PIB (en moyenne 4,2 % par an) qui a stimulé la consommation par tête (3,8 % par an) au cours de la période 2011-2014. Toutefois, la prise en compte des échelles d'équivalence et des économies d'échelle réalisées au sein des ménages nigériens, comparativement à une situation sans prise en compte des échelles d'équivalence, semble modifier l'appréhension de la pauvreté au Niger. Tout d'abord, les échelles d'équivalence ont eu pour effet de rehausser les mesures de la pauvreté – P0, P1 et P2. Au niveau national, le ratio de pauvreté est certes passé de 50,5 % en 2011 à 46,7 % en 2014. La statistique η qui permet de tester la robustesse des comparaisons de pauvreté est statistiquement significative¹⁰ confirmant ainsi la baisse du

⁹ En fait, d'après l'équation [4], $\exp[\ln(x_1/x_0) \lambda_{0-4}] = 1,426$, ce qui signifie qu'un enfant de 0-4 ans équivaut à 0,426 fois un couple ou à 85,2 % d'un adulte. Par ailleurs, $\exp[\ln(x_1/x_0) \lambda_{15-55}] = 1,416$. Cela signifie qu'un troisième adulte n'équivaut qu'à 83,2 % au couple de référence. Le coût d'un enfant supplémentaire relativement à celui d'un adulte supplémentaire est obtenu en faisant le rapport $85,2/83,2 = 1,024$.

¹⁰ La statistique η est un outil de mesure de la robustesse des comparaisons de pauvreté développé par Kakwani (1980). Il s'agit d'un test de nullité des différences de la pauvreté. Ainsi, un t supérieur à 1,96 signifie que l'hypothèse de nullité de l'indice de pauvreté doit être rejetée au seuil de 5 %.

ratio de pauvreté (P0) entre les deux périodes. Cependant, l'évolution de la profondeur et de la gravité de la pauvreté –P1 et P2 – indique que la situation des ménages qui vivent sous le seuil de pauvreté a tendance à devenir de plus en plus difficile. Par exemple, la profondeur est à 18,5 % en 2014, suggérant qu'il existe un écart d'environ 35 000 FCFA par personne et par an entre le niveau de consommation moyenne des individus pauvres et le seuil de pauvreté.

La configuration de la pauvreté selon le milieu de résidence et la zone agroécologique révèle des tendances divergentes. Tout d'abord, on constate que c'est en milieu rural que l'ampleur de la pauvreté est plus marquée où celle-ci passe de 56,2 à 52,9 % des ménages entre 2011 et 2014. Les taux de pauvreté ont baissé plus rapidement dans les zones urbaines que dans les zones rurales. En milieu urbain, l'incidence de la pauvreté a baissé de 8 points de pourcentage entre les deux périodes. Ensuite, l'incidence de la pauvreté a baissé de façon statistiquement significative dans la zone agricole et pastorale du pays. Cette baisse reflète probablement l'augmentation au cours de ces 10 dernières années des rendements annuels due aux bonnes saisons de récolte, plutôt qu'aux gains de productivité structurels (Banque mondiale, 2014).

Tableau 2 : Mesures de la pauvreté des ménages selon la zone agroécologique, le milieu de résidence et le statut du travail, et statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté, Niger 2011 et 2014¹

Indice de pauvreté ¹	2011			2014			η^2	
	Ratio de pauvreté P0	Intensité de pauvreté P1	Inégalité de pauvreté P2	Ratio de pauvreté P0	Intensité de pauvreté P1	Inégalité de pauvreté P2	Intensité de pauvreté P0	Inégalité de pauvreté P1
Paramètres	θ			θ				
	= 0,86			= 0,73				
Zone agroécologique								
Agricole	0,552	0,186	0,120	0,520	0,208	0,108	- 2,06*	- 3,56*

Agropastorale	0,588	0,239	0,126	0,602	0,254	0,137	+0,55	+1,07*
Pastorale	0,563	0,239	0,126	0,384	0,117	0,052	-	-
							5,09*	5,84*
Milieu de résidence								
Niamey	0,162	0,047	0,021	0,106	0,033	0,017	-1,84	-1,18
Autres zones urbaines	0,287	0,101	0,052	0,199	0,063	0,029	-	-
							2,96*	2,97*
Urbain	0,242	0,082	0,041	0,162	0,051	0,024	-	-
							3,62*	3,27*
Rural	0,562	0,234	0,126	0,529	0,212	0,110	-	-
							2,66*	3,32*
Statut du travail								
Salarié public-privé	0,163	0,043	0,018	0,183	0,066	0,037	+0,57	+1,49
Salarié privé	0,465	0,178	0,094	0,418	0,156	0,079	-	-
indépendant							3,00*	3,57*
Indépendant agricole	0,559	0,227	0,119	0,529	0,207	0,104	-	-
							2,09*	3,57*
Indépendant non agricole	0,406	0,169	0,093	0,385	0,153	0,080	-	-
							0,79	1,26
Sans emploi	0,495	0,256	0,165	0,425	0,201	0,119	-	-
							1,45	1,87
Ensemble	0,505	0,207	0,110	0,467	0,185	0,095	-	-
							3,27*	3,69*

(1) Le calcul est effectué sur la base des indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke (1984), à savoir respectivement, l'incidence (P0), l'intensité (P1) et l'inégalité (P2) de la pauvreté. Les nouvelles lignes de pauvreté qui tiennent compte de l'échelle d'équivalence sont, respectivement, de 212118 et 337956 F.cfaen 2011 et 2014 ; (2) La statistique η permet de tester la nullité des différences de pauvreté. Son calcul suit Kakwani (1990). Elle est significative à partir de 1,96. Une (*) signifie que les différences de pauvreté sont statistiquement significatives au seuil de 5 %.

Source : A partir des bases de données ECVMA 2011 et 2014, pondérations normalisées

Dans la zone pastorale où l'incidence de la pauvreté a baissé de 8 points de pourcentage, les l'élevage des animaux contribue à hauteur de 43 % des revenus des ménages (Bocoum, 2013). En outre, la part de cette activité dans les revenus augmente avec le nombre d'animaux possédés par les ménages. En revanche, dans la zone agropastorale du pays, l'incidence de la pauvreté s'est aggravée entre 2011 et 2014, passant de 58,8 % à 60,2 %, même si la statistique η n'est significative que pour P1. Un tel résultat doit être relié à l'austérité des zones agropastorales (semi-arides) où les conditions climatiques sont peu favorables au développement concomitant des activités agricoles et pastorales.

Par ailleurs, la position des individus sur le marché du travail permet également d'éclairer certains contours de la pauvreté. De façon globale, les ménages dont le chef est exploitant agricole concentrent les trois quarts de la population et environ 80 % des individus pauvres et ont les taux de pauvreté les plus élevés – l'incidence est estimée à 52,9 % en 2014. La pauvreté au Niger a fondamentalement un caractère rural et est fortement liée à la pratique de l'agriculture de subsistance à intensité capitaliste faible. La faiblesse du capital humain et physique des exploitants agricoles, ainsi que leur faible accès aux intrants expliquent la faiblesse des niveaux de productivité (INS et Banque mondiale, 2013). L'économie rurale étant caractérisée par de faibles niveaux de diversification ; ce qui restreint les opportunités économiques disponibles pour les individus, et plongent de nombreux travailleurs ruraux, notamment les indépendants agricoles et non agricoles, dans une situation chronique de sous-emploi saisonnier.

Certains résultats paraissent néanmoins contre-intuitifs. Par exemple, on constate que les ménages dirigés par un chef sans emploi ne sont pas nécessairement les plus pauvres, ils ont des taux de pauvreté moins élevés que ceux de certains ménages dont le chef exerce un emploi dans le secteur agricole, mais supérieurs tout de même à ceux dont le chef est employé dans les secteurs industriels ou les services. Le faible niveau de pauvreté des sans-emplois relativement aux exploitants agricoles s'explique par le fait que la notion de chômage est quasi-inexistante au sens strict du terme, puisque les sans-emplois sont généralement pris en charge par un membre de famille ou vivant de transferts de ressources ou de revenus hors activité. En 2011, on dénombre 4,7 % de ménages dont le chef est sans-emploi parmi lesquels seulement 1,6 % des membres ne travaillent pas.

4.2. Echelle d'équivalence et disparité régionale de pauvreté selon le genre

Au Niger, la participation des femmes au processus de développement reste marginale. Pourtant, les approches conceptuelles en termes de recherche tendent à montrer que les femmes peuvent aussi efficacement contribuer au processus de développement d'un pays. Au Niger, l'appréhension de la dynamique de la pauvreté en relation avec le genre permet de fournir deux types de commentaires. En premier lieu, le tableau 3 montre nettement que les ménages gérés par une femme – veuve ou divorcée en grande majorité – sont plus pauvres que leurs homologues masculins, et ce pour les deux enquêtes nationales¹¹. Ce résultat est probablement le reflet de l'inefficacité de politiques ciblées en faveur de groupes spécifiques, hautement vulnérables tels que les femmes chefs de ménage pauvres.

Tableau 3 : Mesures de la pauvreté en termes de ménages selon le genre du chef de ménage, et statistique η^2 testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté, Niger 2011 et 2014¹

Indice de pauvreté ¹	2011			2014			η^2	
	Ratio de pauvreté P0	Intensité de pauvreté P1	Inégalité de pauvreté P2	Ratio de pauvreté P0	Intensité de pauvreté P1	Inégalité de pauvreté P2	Intensité de pauvreté P0	Inégalité de pauvreté P1
Paramètres	$\theta = 0,86$		$\theta = 0,73$	θ				
<i>Pauvreté des ménages avec échelle d'équivalence – Chef de ménage masculin</i>								
Région								
Agadez	0,241	0,071	0,032	0,272	0,079	0,035	+0,49	+0,37
Diffa	0,385	0,137	0,067	0,378	0,122	0,059	-0,11	-0,53

¹¹ Ici, les échelles d'équivalence et l'effet-taille dans les ménages ne sont pas prises en compte.

Dosso	0,466	0,194	0,102	0,507	0,198	0,099	+1,14	+0,23
Maradi	0,550	0,225	0,118	0,572	0,243	0,128	+0,76	+1,27
Tahoua	0,523	0,187	0,089	0,312	0,112	0,053	-	-
Tillabéry	0,531	0,209	0,107	0,329	0,109	0,049	7,50*	6,21*
Zinder	0,536	0,225	0,121	0,611	0,225	0,110	6,49*	6,94*
							+2,85	-0,05
							*	
Milieu de résidence								
Niamey	0,161	0,044	0,019	0,107	0,031	0,016	-1,63	-1,05
Autres zones urbaines	0,264	0,082	0,039	0,172	0,051	0,024	-	-
Urbain	0,227	0,068	0,032	0,145	0,043	0,021	2,91*	2,40*
Rural	0,543	0,218	0,112	0,498	0,189	0,093	3,46*	2,71*
Ensemble	0,489	0,192	0,099	0,442	0,166	0,082	3,35*	4,31*
							2,02*	2,69*
<i>Pauvreté des ménages avec échelle d'équivalence – Chef de ménage féminin</i>								
Région								
Agadez	0,208	0,094	0,050	0,351	0,122	0,055	+0,90	+0,39
Diffa	0,682	0,301	0,172	0,834	0,375	0,217	+1,11	+0,82
Dosso	0,703	0,418	0,282	0,735	0,349	0,217	+0,35	-
Maradi	0,703	0,407	0,277	0,858	0,463	0,299	+2,42	1,14
							*	+1,18
Tahoua	0,597	0,251	0,138	0,531	0,244	0,133	-0,96	-0,19
Tillabéry	0,690	0,344	0,214	0,465	0,188	0,102	-	-
Zinder	0,807	0,431	0,283	0,715	0,375	0,232	2,62*	3,04*
							-	-1,20
							1,40	
Milieu de résidence								
Niamey	0,169	0,063	0,032	0,102	0,043	0,021	-0,86	-0,57
Autres zones urbaines	0,399	0,197	0,115	0,292	0,104	0,050	-1,42	-
Urbain	0,321	0,151	0,087	0,231	0,084	0,041	-1,54	2,39*
Rural	0,742	0,385	0,248	0,730	0,363	0,217	-0,35	2,30*
								-0,93
Ensemble	0,629	0,322	0,205	0,615	0,299	0,176	-0,27	-1,17

(1) Le calcul est effectué sur la base des indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke (1984), à savoir respectivement, l'incidence (P0), l'intensité (P1) et l'inégalité (P2) de la pauvreté. Les nouvelles lignes de pauvreté qui tiennent compte de l'échelle d'équivalence sont, respectivement, de 212118 et 337956 F.cfaen 2011 et 2014 ; (2) La statistique η permet de tester la nullité des différences de pauvreté. Son calcul suit Kakwani (1990). Elle est significative à partir de 1,96. Une (*) signifie que les différences de pauvreté sont statistiquement significatives au seuil de 5 %.

Source : A partir des bases de données ECVMA 2011 et 2014, pondérations normalisées

L'introduction d'un facteur d'équivalence suggère une plus grande vulnérabilité des ménages féminins. Les différentiels régionaux de pauvreté sont plus défavorables aux ménages dirigés par des femmes, notamment ceux qui sont localisés dans les zones rurales des régions de Diffa, Dosso et Maradi. En outre, l'ampleur du chômage féminin dans les villes – 23,1 %, contre 14,5 % pour les hommes –, ainsi que la faiblesse de l'offre de travail féminin – 69,0 contre 90,5 % pour les hommes –, contribuent à expliquer la précarité de la condition féminine.

Le test de dominance de deuxième ordre, présenté à la figure A1, en annexe, renforce et spécifie l'idée d'une plus grande précarité relative des ménages dirigés par des femmes. En effet, l'allure des courbes TIP mettent clairement en évidence la dominance des distributions féminines sur celles des hommes, à la fois en 2011 et 2014. En d'autres termes, la dominance des courbes TIP féminines en termes d'écarts de pauvreté normalisés équivaut à un classement sans ambiguïté pour tous les indices de la classe FGT. Dans ce contexte, la réduction de la pauvreté implique de prendre en compte la dimension genre en promouvant, entre autres, les actions sensées accroître la capacité de mobilisation des actifs humains, financiers et institutionnels, notamment chez les femmes. Il s'agit plus précisément de soutenir l'accroissement des revenus des femmes rurales, d'améliorer leurs indicateurs d'éducation, et d'accroître leur accès aux services de santé et de planning familial.

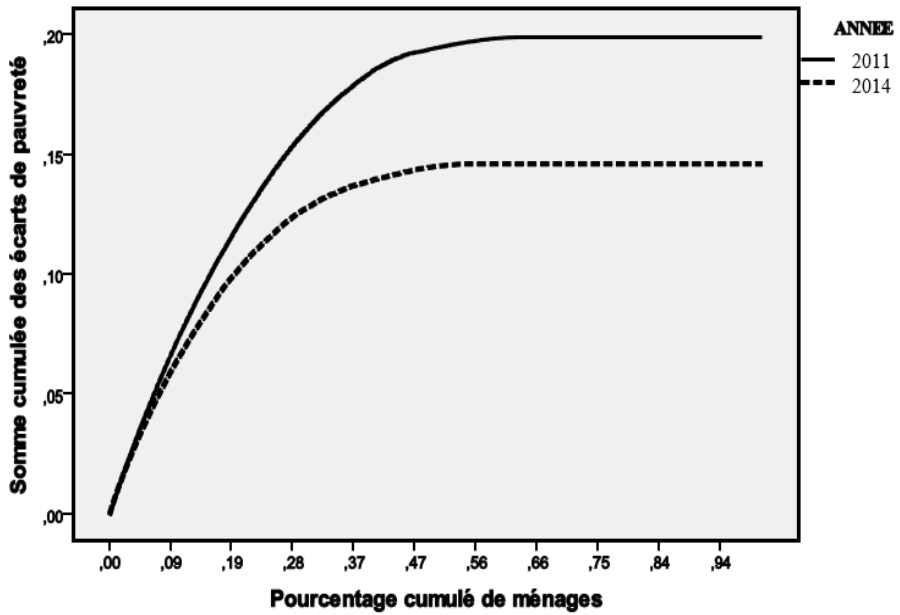
4.3. Echelle d'équivalence, pauvreté et dominance spatiale

Les résultats de notre comparaison de pauvreté peuvent être renforcés par des tests de dominance stochastique. L'approche par la dominance est proposée par Atkinson (1987) dans le cadre de l'étude de la pauvreté et des inégalités, à la suite des travaux de Quirk et Saposnik (1962) sur le problème des choix parmi des distributions de probabilité de revenus. Cette méthode détermine les conditions sous lesquelles il est possible de faire une comparaison entre deux situations de pauvreté. La comparaison

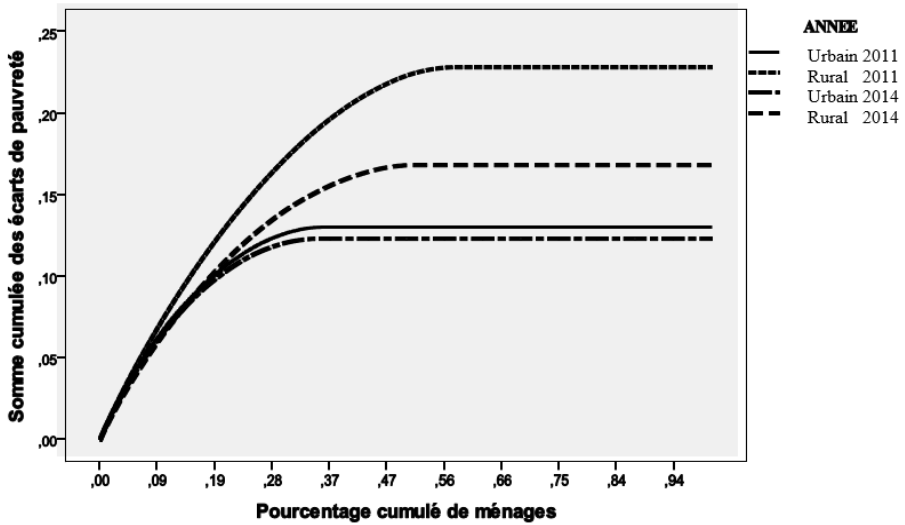
repose sur des classements sans ambiguïté des classes générales d'indices de pauvreté pour différentes lignes de pauvreté. Pour ce faire, le test le plus utilisé est le test de dominance stochastique de deuxième ordre qui sont des courbes TIP élaborées par Jenkins et Lambert (1998). Il a l'avantage de prendre en compte des indices d'« écarts de pauvreté généralisés » capables d'appréhender les différentielles spatiales de pauvreté. Elles constituent une représentation simultanée des trois mesures de la pauvreté (incidence, intensité et inégalité). En abscisse, est représentée la proportion cumulée des individus ou ménages ; et en ordonnée, la somme cumulée des écarts de pauvreté par tête (normalisés ou non).

Supposons ensuite, $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$, une distribution des dépenses ou des revenus parmi n individus ou ménages classés par ordre croissant selon $0 \leq x_1 \leq x_2 \dots \leq x_n$, et Q l'ensemble des indices de pauvreté normalisés $Q(y/z)$. Soit Γ_{xi} , le vecteur des écarts de pauvreté Z normalisés :

$$\Gamma_{xi} = \max[(z - x_i)/z, 0] \quad [5]$$



Graphique 1 : Test de dominance stochastique de second ordre du niveau de vie des ménages, 2011-2014.



Graphique 2 : Test de dominance stochastique de second ordre du niveau de vie des ménages selon le milieu de résidence, 2011-2014.

Par la suite, l'on considère une ligne de pauvreté commune et deux distributions x et y avec les courbes correspondantes $TIP(\Gamma_x, p)$, et $TIP(\Gamma_y, p)$. Si $TIP(\Gamma_x, p) \geq TIP(\Gamma_y, p)$ pour tout p appartenant à $(0, 1)$, alors $\Gamma_x TIP$ domine $\Gamma_y TIP$, et donc $Q(x/z') \geq Q(y/z')$ pour tous les seuils de pauvreté $z' \leq z$ et pour tous les indices Q contenus dans Q . Autrement dit, la dominance de $TIP(\Gamma_x, p)$ sur (Γ_y, p) , marquée par l'absence de points d'intersection entre les deux courbes, est une condition nécessaire et suffisante pour considérer, sans ambiguïté, que la pauvreté est plus importante en x qu'en y .

La technique de dominance corrobore le déclin de la pauvreté au cours de chaque sous-période. Dans un premier temps, le graphique 1 nous permet de classer, sans ambiguïté, la pauvreté en 2011 et 2014. Ainsi, en référence à la ligne de pauvreté ajustée, la dominance de $TIP(\Gamma_{2011})$ sur $TIP(\Gamma_{2014})$ est une condition nécessaire et suffisante pour affirmer que $Q(2014/z')$ est inférieur à $Q(2011/z')$ pour $z' \leq z$. Autrement dit, le fait que les courbes TIP ne se coupent pas pour ces deux distributions signifie que la pauvreté en 2011 est plus élevée qu'en 2014. Dans un second temps, la comparaison des courbes TIP selon le milieu de résidence des ménages montre que la pauvreté rurale est toujours supérieure à la pauvreté urbaine pour toutes les mesures de pauvreté (figure 2). Ainsi, on observe que les courbes $TIP(\Gamma_{rural; 2011})$ dominent les courbes $TIP(\Gamma_{urbain; 2011})$ ¹², ce qui permet d'affirmer, sans ambiguïté, que la pauvreté est plus importante dans le secteur rural.

¹² Il en est de même pour l'année 2014.

6. Conclusion

Dans cet article, il est question d'examiner l'impact des échelles d'équivalence sur la dynamique spatiale de la pauvreté au Niger. Dans un premier temps, si l'introduction des facteurs d'équivalence a eu pour effet de relever numériquement les ratios de pauvreté, on observe malgré tout une baisse statistiquement significative de la dynamique de la pauvreté entre 2011 et 2014. Dans un second temps, plusieurs facteurs influencent les tendances de la pauvreté au Niger. L'évolution du taux de croissance du PIB a eu pour effet de stimuler la consommation des ménages, notamment celle des ménages agricoles essentiellement localisés dans les zones rurales dont le niveau de pauvreté a baissé. Cependant, les taux de pauvreté sont très sensibles aux fluctuations de la production agricole. Les bonnes récoltes peuvent entraîner une réduction rapide des taux de pauvreté, tandis que les récoltes médiocres et les chocs exogènes imprévisibles (conditions météorologiques défavorables, invasions d'organismes nuisibles, etc.) peuvent avoir un impact négatif sur les pauvres. La volatilité du secteur agricole et l'exposition des ménages aux chocs représentent un des déterminants majeurs des changements négatifs dans la profondeur et la gravité de la pauvreté, et ralentissent le rythme de réduction de la pauvreté. Par conséquent, la distinction entre l'impact cyclique de la variabilité des récoltes et les tendances structurelles sous-jacentes de la pauvreté reste donc un défi analytique essentiel dans la détermination exacte de l'évolution à long terme des taux de pauvreté (Banque mondiale, 2014).

Enfin, l'évolution du niveau de vie en relation avec le genre montre un net désavantage des femmes que ce soit dans l'accès au marché du travail, que dans la gestion des familles dont elles ont la charge. Dans le premier cas, l'étude souligne la forte vulnérabilité du statut de travail féminin. Dans le second cas, la pauvreté des ménages féminins atteint environ 75 %, contre 50 % pour les hommes. Cette situation appelle l'attention des pouvoirs publics nigériens sur la nécessité de déployer des efforts d'intégration de l'aspect genre dans la lutte contre la pauvreté, en facilitant l'accès des femmes aux ressources financières et institutionnelles leur permettant de participer pleinement au développement économique du pays.

Références bibliographiques

Atkinson, A.B. 1987, "On the Measurement of Poverty", *Econometrica*, vol. 55, n°4, pp. 749-764.

Banque mondiale (2014), *République du Niger. Tendances de la pauvreté, l'inégalité et la croissance, 2005-2011*, Rapport n°89837, Washington, DC : la Banque mondiale, 15 pages.

Batana Y, Bussolo M, Cockburn J. (2013), « Global extreme poverty rates for children, adults and the elderly », *Economics Letters*, vol. 120, n°3, pp. 405-407.

Blackorby, C. & Donaldson, D. (1993), « Adult-equivalence scales and the economic implementation of interpersonal comparisons of well-being », *Social Choice and Welfare*, vol. 10, n°4, pp. 335-361.

Bocoum I., Issa A., Yahaya S. (2013), *L'élevage et les conditions de vie des ménages au Niger. Une analyse descriptive de l'enquête sur les conditions de vie des ménages et l'agriculture*, République du Niger et INS, 97 pages.

Bourguignon, F. (1993), « Individus, familles et bien-être social », *L'Actualité économique*, vol. 69, n° 4, p. 243-258, disponible sur <http://id.erudit.org/iderudit/602119ar>.

Browning, M., Chiappori, P.-A. & Lewbel, A. (2013), « Estimating consumption economies of scale, adult equivalence scales, and household bargaining power », *Review of Economic Studies*, vol. 80, n°4, pp. 1267-1303.

Chiappori, P.-A. (2016), « Equivalence versus indifference scales », *The Economic Journal*, vol. 126, issue 592, pp. 523-545.

Chiappori P.-A. (1992), "Household Labor Supply and Welfare", *Journal of Political Economy*, vol. 100, n°3, pp. 437-467.

Chiappori, P.-A. (1988), « Rational Household Labor Supply », *Econometrica*, vol. 56, n°1, pp. 63-89.

Cooke E, Hague S, McKay A. (2016), *The Ghana poverty and inequality report: using the 6th Ghana living standards survey 2016*, Report, UNICEF, pp. 1-43.

Cutler, D.M., Katz, L.F. (1992), « Rising inequality? Changes in the distribution of income and consumption in the 1980's », *American Economic Review*, vol. 82, n°2, pp. 546–551.

Deaton, A. (2003), « Household surveys, consumption, and the measurement of poverty », *Economic Systems Research*, vol. 15, n°2, pp. 135-159.

Deaton, A. S., Muellbauer, J. (1980), « An Almost Ideal Demand System », *American Economic Review*, vol. 70, pp. 312–326.

Deaton A, Zaidi S. 2002. *Guidelines for Constructing Consumption Aggregates for Welfare Analysis*, 135. World Bank Publications: Washington D.C.

Deaton A, Paxson CH. (1997), *Poverty among children and the elderly in developing countries*, Research Program in Development Studies, Woodrow Wilson School, Princeton University.

Deaton, A. 1997, *The analysis of household surveys*, Baltimore, The Johns Hopkins University Press.

Engel, E. (1857), *Les conditions de la production et de la consommation en Saxe*, Bureau de la Statistique du Ministère de l'Intérieur.

Foster, J., Greer, j., Thorbecke, E. (1984), “A Class of Decomposable Poverty Measures”, *Econometrica*, vol. 52, n°3, pp. 761-766.

Friedman, M. (1952), « A Method of Comparing Incomes of Families Differing in Composition », *Studies in Income and Wealth*, NBER, Vol. 15, pp. 9-24.

Gardes F., Sayadi I., Starzec C., (2015) «Les échelles d'équivalence complètes: une estimation integrant les dimensions monétaire et temporelle des dépenses des ménages », *Revue d'économie politique*, vol. 125, n°3, pp. 393-414.

Glaude, M. (1997), *La pauvreté, sa mesure et son évolution*, Pauvreté et Exclusion, Conseil d'Analyse Economique.

Hourriez J-M., Olier L. (1997), « Niveau de vie et taille du ménage », *Economie et Statistique*, n°308-309-310, pp. 95-112.

INS, Banque mondiale (2013), *profil et déterminants de la pauvreté au Niger en 2011*, Institut National de la Statistique et Banque mondiale, juin, 60 pages.

Jenkins, S., Lambert, J. (1998), "Three 'I's of Poverty Curves Poverty Dominance: TIPS for Poverty Analysis", *Research on Economic Inequality*, n°8, pp. 39-56.

Kakwani, N. C. (1980), « On a class of poverty measures », *Econometrica*, vol. 44, pp. 137-148.

Kapteyn, A. & Van Praag, B. (1976), « A new approach of the Construction of Family Equivalence Scales », *European Economic Review*, vol. 7, n°4, pp. 313-335.

Lachaud, J.-P. 1997. « Pauvreté et Choix méthodologiques : le cas de la Mauritanie », *Centre d'Economie du Développement, Document de Travail*, n°29, Université Montesquieu - Bordeaux IV.

Lachaud, J.-P. 2000, « Échelles d'équivalences et différentiel spatial de pauvreté et d'inégalité au Burkina Faso », *Centre d'Économie du Développement, Document de Travail*, n°46, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

Lanjouw, P., Ravallion, M. 1995, "Poverty and Household size", *The Economic Journal*, vol. 105, pp. 1415-1434.

Lechene, V. (1993), « Une revue de la littérature sur les échelles d'équivalence », *Économie et prévision*, n°110-111, pp. 169-182.

Martin H., Périvier H. (2018) « les échelles d'équivalence à l'épreuve des nouvelles configurations familiales », *Revue Economique*, vol. 69, n°2, pp. 303-334.

Martin H. (2017), « Calculer le niveau de vie d'un ménage : une ou plusieurs échelles d'équivalence ? », *Economie et Statistique*, N°491-492, pp. 101-117.

Pollak, R. A., & Wales, T. J. (1979), « Welfare comparisons and equivalence scales », *American Economic Review*, vol. 69, n°2, pp. 216-221.

Prais, S. J. (1953), « The estimation of equivalent adult scales from family budget », *The Economic Journal*, vol. 63, issue 252, pp. 791-810.

Prais, S. J. & Houthakker, H. S. (1971), *The analysis of family budgets*, Cambridge: CUP.

Quirk, J. P., Saposnik, R. (1962), "Admissibility and Measurable Utility Functions", *Review of Economic Studies*, vol. 29, pp. 140-146.

Ravallion M. (2015), "On testing the scale sensitivity of poverty measures", *Economics Letters*, vol. 137, pp. 88-90.

Ruggles, P. (1990), *Drawing the Line: Alternative Poverty Measures and Their Implications for Public Policy*, Urban Institute Press, Washington.

Streak JC, Yu D, Van der Berg S. (2009), « Measuring child poverty in South Africa: sensitivity to the choice of equivalence scale and an updated profile », *Social Indicators Research*, vol. 94, n°2, pp. 183-201.

Annexe

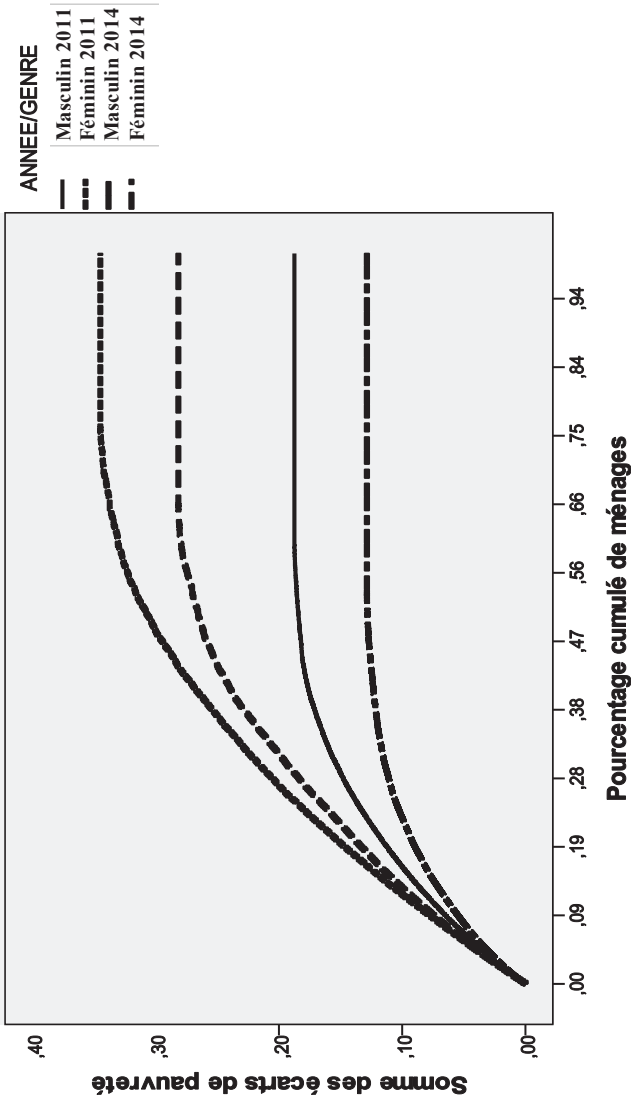


Figure A1 : Test de dominance stochastique de second ordre du niveau de vie des ménages Selon le milieu de genre