

# Pauvreté, dimension des ménages et genre au Burkina Faso

par

**Jean-Pierre Lachaud, Professeur**  
*Directeur du Centre d'économie du développement*  
*Université Montesquieu-Bordeaux IV - France*

## **Résumé**

Alors que certaines analyses, fondées sur l'approche du niveau de vie *per capita*, affirment l'existence d'une relation inverse entre la pauvreté et la dimension des ménages dans les pays en développement, la présente recherche, s'appuyant sur les données de l'enquête prioritaire du Burkina Faso de 1994-95, met en évidence la prééminence d'une corrélation fragile. Premièrement, on montre que les indices de pauvreté de la catégorie Foster-Greer-Thorbecke croissent avec la dimension des ménages, lorsque l'élasticité du niveau de vie par rapport à la taille de ces derniers prend une certaine valeur critique. Deuxièmement, l'approche de la courbe d'Engel permet d'estimer cette dernière à 0,58. Troisièmement, une telle échelle d'équivalence semble appropriée pour prédire le statut nutritionnel des enfants, en particulier l'émaciation et le retard de croissance. Quatrièmement, l'analyse montre qu'une valeur de l'élasticité-taille inférieure à 1 a des conséquences importantes quant à la nature de la relation entre la pauvreté et le genre. D'une part, l'incidence, la profondeur et l'intensité de la pauvreté s'accroissent dans les ménages gérés par les femmes, et, d'autre part, la probabilité de pauvreté dans ces derniers apparaît nettement supérieure lorsque l'on contrôle par un ensemble de paramètres inhérents au chef du ménage ou au groupe auquel il appartient. De tels résultats appellent une certaine prudence quant aux choix méthodologiques alternatifs en ce qui concerne la mesure du niveau de vie, dans la mesure où ils sont susceptibles d'affaiblir la robustesse des fondements de politiques spécifiques visant à réduire la pauvreté.

## **Abstract**

While some analyses, based on a *per capita* welfare approach, assert the existence of an inverse relationship between the poverty and the household size in developing countries, the present research, supported by data from the Burkina Faso household survey of 1994-95, suggests a fragile correlation. Firstly, one shows that Foster-Greer-Thorbecke's poverty index increase with the household size when the elasticity of the standard of living with respect to household size takes a critical value. Secondly, the Engel's curve approach allows to estimate the elasticity size at about 0,58. Thirdly, a such scale of equivalence seems appropriated to predict the child nutritional status, especially stunting and wasting. Fourthly, the analysis shows that a value of the elasticity size less than 1 has important consequences as for the nature of the relationship between poverty and gender. On the one hand, the poverty index increase in households managed by women, and, on the other hand, the probability of poverty in these last is greater when one controls by some parameters linked to the household head or to the group to which it belongs. Such results call a certain prudence as for alternative methodological choice concerning the measure of welfare, to the extent of they are susceptible to weaken the robustness of specific policies aiming to reduce the poverty.

## **Sommaire**

<b>1.</b>	<b>Introduction</b>	<b>1</b>
<b>2.</b>	<b>Pauvreté et dimension des ménages</b>	<b>2</b>
1.	Sources statistiques et options méthodologiques	2
2.	Pauvreté et dimension des ménages : une corrélation fragile	3
<b>3.</b>	<b>Courbe d'Engel et estimation de l'élasticité-taille</b>	<b>6</b>
1.	La méthode : la courbe d'Engel	6
2.	Niveau de vie et élasticité-taille	6
<b>4.</b>	<b>Elasticité-taille et genre</b>	<b>8</b>
1.	Pauvreté, genre et élasticité-taille	8
2.	Pauvreté, genre, statut du travail et élasticité-taille	10
<b>5.</b>	<b>Statut nutritionnel des enfants et élasticité-taille</b>	<b>12</b>
<b>6.</b>	<b>Conclusion</b>	<b>13</b>
	<b>Références bibliographiques</b>	<b>14</b>

## 1. Introduction

Au cours des dernières décennies, la recherche en matière de développement revêt une certaine ambivalence. Ainsi, en Afrique, alors que des progrès substantiels ont été réalisés en matière de collecte des données<sup>1</sup>, les développements théoriques susceptibles de rehausser la mise en valeur de ces dernières marquent le pas, et fragilisent parfois les conclusions analytiques avancées. Tel est le cas de la relation entre la pauvreté et la dimension des ménages. En effet, la plupart des investigations empiriques — inhérentes à l'Afrique ou d'autres continents —, tendent à mettre en évidence une relation inverse entre le niveau de vie des ménages et leur taille<sup>2</sup>. En d'autres termes, les familles les plus nombreuses sont les plus pauvres. Or, plusieurs éléments d'analyse sont susceptibles d'affaiblir la robustesse d'un tel résultat. Ainsi, Lanjouw et Ravallion notent que, dans les ménages comportant de nombreux membres, l'existence d'économies d'échelle en matière de consommation<sup>3</sup>, la présence relativement moins coûteuse des enfants<sup>4</sup> et les bénéfices actuels ou potentiels en termes de marché du travail de nombreux actifs<sup>5</sup>, pourraient affaiblir la corrélation inverse entre la dimension des ménages et la consommation — ou le revenu — par tête<sup>6</sup>.

En vérité, plus fondamentalement, il importe de reconnaître — avec les deux auteurs précédents — que, malgré les avancées réalisées quant à la mesure du bien-être, il n'existe pas encore de méthode sûre permettant les comparaisons inter-personnelles de niveau de vie entre des ménages ayant une structure et/ou une taille différentes<sup>7</sup>. Même lorsque des échelles d'équivalence sont prises en compte, le choix d'une mesure du bien-être est largement fonction de jugements de valeur pour lesquels l'absence d'accord unanime est probable<sup>8</sup>. Dans ces conditions, les hypothèses inhérentes à certaines mesures de la pauvreté peuvent non seulement affecter la valeur

cardinale de cette dernière, mais également la position relative — mesure ordinale — en termes de niveau de vie des différents ménages. L'incertitude quant à la relation entre le bien-être et la taille des ménages s'inscrit dans ce contexte. Mais, d'autres questions, essentielles pour la politique économique, s'avèrent également fondamentales. Par exemple, compte tenu de la diversité des résultats empiriques obtenus<sup>9</sup>, l'incidence relative de la pauvreté des ménages selon le sexe de leur chef est souvent l'objet de controverses. De même, la configuration des profils régionaux de pauvreté varie en fonction de la méthode de détermination de la ligne de pauvreté<sup>10</sup>.

Ce contexte analytique rehausse l'intérêt quant à l'appréhension des conséquences des choix méthodologiques inhérents à la mesure du bien-être sur les comparaisons de pauvreté. Et, dans cette optique, il importe d'examiner si l'absence de spécification précise de fonction de bien-être constitue un handicap insurmontable pour déterminer la configuration relative des ménages en termes de pauvreté<sup>11</sup>. A cet égard, l'une des réponses intéressantes concernant la relation entre la pauvreté et la dimension des familles, est de suggérer que, pour des mesures additives de la pauvreté et une dispersion suffisante des dimensions des ménages, le problème peut être résolu en identifiant la valeur critique de l'élasticité du niveau de vie par rapport à la taille du ménage<sup>12</sup>. En d'autres termes, sous certaines conditions, il existe une valeur critique de ce paramètre de taille pour laquelle la pauvreté relative des ménages varie.

La présente recherche s'inscrit dans cette perspective et se propose d'appréhender empiriquement, à l'aide des données récentes du Burkina Faso, dans quelle mesure certains choix méthodologiques sous-jacents à la mesure du niveau de vie des ménages influencent la position relative des ménages en termes de pauvreté. La deuxième partie explore la relation entre la pauvreté et l'élasticité du coût de la vie par rapport à la taille du ménage — appelée "élasticité-taille"<sup>13</sup> —, tandis que troisième partie est consacrée à l'estimation économétrique de la valeur critique de cette dernière. Les conséquences des choix méthodologiques alternatifs, d'une part, sur la relation entre la pauvreté et le genre et, d'autre part, sur le

---

<sup>1</sup> En particulier, à partir du milieu des années 1980, la réalisation d'enquêtes auprès des ménages a permis de mieux appréhender les profils de pauvreté et la configuration des marchés du travail en milieux urbain et rural.

<sup>2</sup> Voir par exemple pour l'Afrique francophone, Lachaud [1994a], [1994b] et [1997].

<sup>3</sup> Par exemple, l'acquisition de certains biens — bois, vêtements, etc. — en grandes quantités peut réduire le coût par individu d'un niveau de vie donné pour les ménages comportant de nombreux membres.

<sup>4</sup> La composition démographique des ménages est parfois prise en compte par les échelles d'équivalence.

<sup>5</sup> Soit pour travailler dans l'entreprise familiale, soit ultérieurement pour prendre en charge les parents âgés.

<sup>6</sup> Lanjouw, Ravallion [1995].

<sup>7</sup> A cet égard, la possibilité d'ensembles différents de fonctions d'utilité des membres des ménages n'est pas à exclure. De même, l'opportunité du concept d'utilité peut être questionnée. Sen [1985].

<sup>8</sup> Lanjouw, Ravallion [1995].

---

<sup>9</sup> Ainsi, au Bénin — en 1986 — et au Burkina Faso — en 1994-95 —, par exemple, l'incidence de la pauvreté semble plus faible dans les ménages ayant une femme à leur tête. Lachaud [1995], [1997]. Par contre, dans les principales capitales africaines francophones, l'inverse semble prévaloir au début des années 1990. Lachaud [1994a].

<sup>10</sup> Bidani, Ravallion [1994].

<sup>11</sup> Atkinson [1992].

<sup>12</sup> Lanjouw, Ravallion [1995]. Le test empirique est réalisé pour le Pakistan à l'aide des données de l'enquête intégrée auprès des ménages de 1991.

<sup>13</sup> Il s'agit de la même dénomination que Lanjouw et Ravallion.

bien-être des enfants sont examinées, respectivement, au cours des quatrième et cinquième parties.

## 2. *Pauvreté et dimension des ménages*

### 1. Sources statistiques et options méthodologiques

La principale source d'information utilisée dans la présente étude provient de l'exploitation de la base de données de l'enquête prioritaire, réalisée par l'Institut national de la statistique et de la démographie du Burkina Faso, entre octobre 1994 et janvier 1995. Il s'agit d'une enquête nationale effectuée auprès de 8 700 ménages<sup>14</sup>, ayant pour base de sondage — stratifié à deux degrés — l'enquête démographique de 1991. Les informations utilisées proviennent uniquement du questionnaire relatif aux ménages, ce dernier comprenant les informations suivantes : renseignements sur le chef de ménage, composition démographique du ménage, santé, éducation — 6 ans et plus —, emploi — principal, secondaire et précédent pour les personnes âgées de 10 ans et plus —, logement et confort, bétail et exploitation agricole, entreprises et activités non agricoles, accès aux services de base — école primaire et secondaire, centre de santé et marché —, dépenses, revenus et avoirs du ménage<sup>15</sup>.

Une analyse préliminaire de ces informations a été réalisée au cours de l'année 1995<sup>16</sup>, tandis qu'une recherche plus approfondie s'est efforcée d'explorer les relations entre la pauvreté, la vulnérabilité et la participation aux marchés du travail<sup>17</sup>. A cet égard, les études précédemment citées ont eu à opérer préalablement des choix méthodologiques afin d'appréhender la configuration de la pauvreté. Dans le cas du Burkina Faso, les problèmes d'identification — évaluation du bien-être des individus et la détermination du seuil à partir duquel une personne peut-être considérée comme pauvre — et d'agrégation — mesure de la pauvreté —, ont été résolus de la manière suivante. En premier lieu, la mesure du bien-être fait référence aux dépenses totales de consommation, ces dernières étant la somme de toutes les dépenses monétaires du

ménage, de la consommation inhérente à la production du ménage, et de la valeur imputée des services provenant du logement<sup>18</sup>. Par ailleurs, deux ajustements ont été réalisés. D'une part, les dépenses de consommation ont été évaluées sur une base per capita. D'autre part, elles ont été déflatées par un indice du coût de la vie qui prend en compte la variabilité des prix selon les régions et dans le temps, l'enquête s'étant déroulée d'octobre 1994 à janvier 1995. De ce fait, le niveau de vie est exprimé par les dépenses réelles par tête aux prix d'octobre 1994, la référence étant la capitale.

En second lieu, la détermination de la ligne de pauvreté — le seuil en dessous duquel les individus sont considérés comme pauvres — fait référence à un seuil de pauvreté de 41 099 F.Cfa par personne et par année, et, le cas échéant, à un seuil d'extrême pauvreté de 31 749 F.Cfa par personne et par année<sup>19</sup>. A cet égard, ces seuils absolus ont été déterminés par rapport à une norme de besoins journaliers en calories, auxquels une proportion de dépenses non alimentaires a été ajoutée<sup>20</sup>. Bien qu'il soit possible de discuter les mérites respectifs des seuils de pauvreté absolue et de pauvreté relative, l'absence de plusieurs lignes de pauvreté selon les régions et la méthode de détermination des dépenses non alimentaires<sup>21</sup>, il a été considéré que cette approche était acceptable dans une première phase d'investigation des données de l'enquête prioritaire.

En troisième lieu, la mesure de la pauvreté s'est appuyée sur les indices de pauvreté développés par Foster, Greer et Thorbecke<sup>22</sup> — FGT — en 1984,

<sup>18</sup> La valeur imputée à la propriété des biens durables n'est pas intégrée. Par ailleurs, les dépenses relatives à la santé et à l'éducation sont prises en compte. Institut national de la statistique et de la démographie [1996b], [1996b]. Cette idée que la consommation est un indicateur de bien-être est sous-jacente au rapport sur la pauvreté de la Banque mondiale en 1990. Banque mondiale [1990].

<sup>19</sup> Pour diverses raisons, l'étude de Lachaud [1997] a pris en compte la ligne de pauvreté, acceptée politiquement, et contenue dans le profil de pauvreté — Institut national de la statistique et de la démographie [1996b].

<sup>20</sup> Les besoins journaliers d'un adulte ont été estimés à 2 283 calories — moyenne des besoins en calories pondérés par la population de 15-65 ans. Cette norme, convertie en quantités de nutriments, notamment le sorgho et le mil, a ensuite été valorisée aux prix d'octobre 1994. Par ailleurs, l'observation des données a permis de considérer que les dépenses non alimentaires s'élevaient à 47 pour cent des dépenses totales. Toutefois, s'agissant du seuil d'extrême pauvreté, un taux de proportionnalité de 0,46 entre les dépenses non alimentaires et alimentaires a été retenu. Institut national de la statistique et de la démographie [1996b].

<sup>21</sup> Voir par exemple sur ce point Bidani, Ravallion [1994].

<sup>22</sup> Foster, Greer, Thorbecke [1984]. Ces indices ont la forme générale suivante :  $P_{\alpha} = (1/n) \sum [(Z - R_i)/Z]^{\alpha}$ , avec :  $i = 1, \dots, q$ , où :  $Z$  = ligne de pauvreté ;  $R_i$  = revenu/dépense de la  $i$ ème personne — ou ménage — pauvre ;  $n$  = population totale ;  $q$  =

<sup>14</sup> En fait, les fichiers disponibles comportent 8 642 ménages. Cette investigation statistique comporte quelques incertitudes statistiques et méthodologiques. Voir sur ce point, Lachaud [1997].

<sup>15</sup> Une présentation détaillée de l'enquête est contenue dans Institut national de la statistique et de la démographie [1994a].

<sup>16</sup> Institut national de la statistique et de la démographie [1996a], [1996b].

<sup>17</sup> Lachaud [1997].

dans la mesure où ils possèdent des propriétés intéressantes — décomposables en sous-groupes d’une population et additifs — dans l’optique de l’élaboration du profil de pauvreté. Néanmoins, d’autres approches, susceptibles de résoudre le problème d’agrégation de la pauvreté et possédant les mêmes propriétés que les mesures FGT — notamment les indices de Watts et de Clark — ont également été pris en compte parallèlement à ces dernières, notamment dans l’étude sur les relations entre la pauvreté et le marché du travail<sup>23</sup>.

**2. Pauvreté et dimension des ménages : une corrélation fragile**

Le tableau 1 présente affiche la dimension des ménages selon le niveau de vie, le sexe du chef de ménage et le milieu. Alors que la taille moyenne de l’ensemble des ménages est de 7,8 personnes, on observe qu’elle est presque deux fois plus élevée dans les ménages pauvres que dans les ménages non pauvres — 10,0 et 5,4, respectivement. En d’autres termes, les familles les plus nombreuses apparaissent les plus démunies. Par ailleurs, la corrélation précédente semble prévaloir en milieux urbain et rural, et quel que soit le sexe du chef de ménage. Néanmoins, le tableau 1 suggère que les écarts de taille selon le niveau de vie sont beaucoup moins marqués lorsque les ménages sont gérés par une femme, comparativement à ceux ayant un homme à leur tête. En fait, il y a peu de différence entre les tailles moyennes des ménages pauvres et non pauvres ayant un chef féminin — 4,6 et 4,0, respectivement. Un tel résultat est en partie lié au fait que la dimension moyenne des ménages gérés par une femme est beaucoup plus faible que celle des ménages dont l’homme est le chef — 4,0 et 8,1, respectivement<sup>24</sup>.

En réalité, les informations affichées au tableau 1 ont été obtenues en considérant que le niveau de bien-être pouvait être appréhendé par la consommation réelle des ménages *par tête*, ce qui implique une élasticité-taille unitaire. En effet,

nombre de personnes au-dessous de la ligne de pauvreté. Ainsi, cet indice calcule l’écart de revenu de chaque personne (ou ménage) pauvre en termes de la ligne de pauvreté, l’élève à la puissance  $\alpha$  et effectue la somme pour les individus — ou les ménages — pauvres. Le paramètre  $\alpha$  reflète le degré d’aversion pour la pauvreté et peut prendre différentes valeurs.  $P_\alpha$  est simplement la moyenne pour l’ensemble de la population d’une mesure individuelle de la pauvreté qui prend la valeur  $(1-R_i/Z)^\alpha$  pour les pauvres et 0 pour les non pauvres.

<sup>23</sup> Watts [1968], Sen [1976], Clark, Hemming, Ulph [1981]. Cependant, ces derniers seront parfois considérés.

<sup>24</sup> A cet égard, au Burkina Faso, 48,4 pour cent des ménages ayant à leur tête une femme sont monoparentaux, contre seulement 4,6 pour cent lorsque l’homme est le chef.

**Tableau 1 : Dimension des ménages selon le niveau de vie, le sexe du chef de ménage et le milieu**

Niveau de vie	Pauvres			Non pauvres			Ensemble <sup>1</sup>		
	Total	Chef hom-me	Chef fem-me	Total	Chef hom-me	Chef fem-me	Total	Chef hom-me	Chef fem-me
<b>Rural</b> (N pondéré)	2862	2675	175	1125	987	134	6966	6383	554
Taille moyenne	10,1	10,4	4,4	5,3	5,5	3,3	8,1	8,5	3,5
Adultes (> 14 ans)	4,8	5,0	2,0	3,0	3,1	1,9	4,1	4,3	1,8
<b>Urbain</b> (N pondéré)	124	110	13	1088	946	139	1676	1449	222
Taille moyenne	9,1	9,3	7,1	5,6	5,8	4,5	6,5	6,7	5,1
Adultes (> 14 ans)	4,7	4,9	3,4	3,4	3,5	2,9	3,7	3,8	2,9
<b>Ensemble</b> (N pondéré)	2986	2784	188	2213	1933	273	8642	7832	776
Taille moyenne	10,0	10,3	4,6	5,4	5,6	4,0	7,8	8,1	4,0
Adultes (> 14 ans)	4,8	5,0	2,1	3,2	3,3	2,4	4,0	4,2	2,1

(1) Le niveau de vie intermédiaire n’est pas affiché.

Source : Lachaud [1997].

considérons à la suite de Lanjouw et Ravallion une classe d’échelles d’équivalence pour laquelle la valeur monétaire du bien-être d’un consommateur a une élasticité  $\theta$  par rapport à la dimension du ménage. Le bien-être d’un membre donné de n’importe quel ménage est alors mesuré en termes monétaires par :

$$x/n^\theta \quad \text{avec } 0 \leq \theta \leq 1 \quad [1]$$

où x indique les dépenses de consommation totale du ménage, et n la dimension du ménage<sup>25</sup>. Par conséquent, la corrélation inverse entre le niveau de vie et la taille des ménages indiquée au tableau 1 suppose que  $\theta = 1$ . Or, pour les raisons précédemment avancées, il se peut que  $\theta$  diffère de l’unité.

Afin d’examiner la relation précédente en fonction de la valeur de  $\theta$ , on se propose de calculer les indices FGT — mesures de la pauvreté — en fonction des valeurs possibles de ce paramètre. Pour ce faire, la ligne de pauvreté étant déterminée sur une base *per capita*, il importe de normaliser l’agrégation de la pauvreté. A cet égard, on suppose que la ligne de pauvreté — 41 099 F.Cfa par tête et par an — se réfère à un ménage moyen de 7,8 personnes<sup>26</sup>, si bien qu’une famille de taille moyenne a le même indice de pauvreté, quelle que soit la valeur de  $\theta$ .

Les figures 1 à 3 affichent les résultats obtenus, et appellent plusieurs commentaires. Tout d’abord, on observe que le ratio de pauvreté croît avec la dimension des ménages lorsque l’élasticité-taille est

<sup>25</sup>  $x/n^\theta$  peut être interprété comme le nombre équivalent de personnes seules. Lanjouw, Ravallion [1995].

<sup>26</sup> La valeur utilisée est 7,76 personnes.

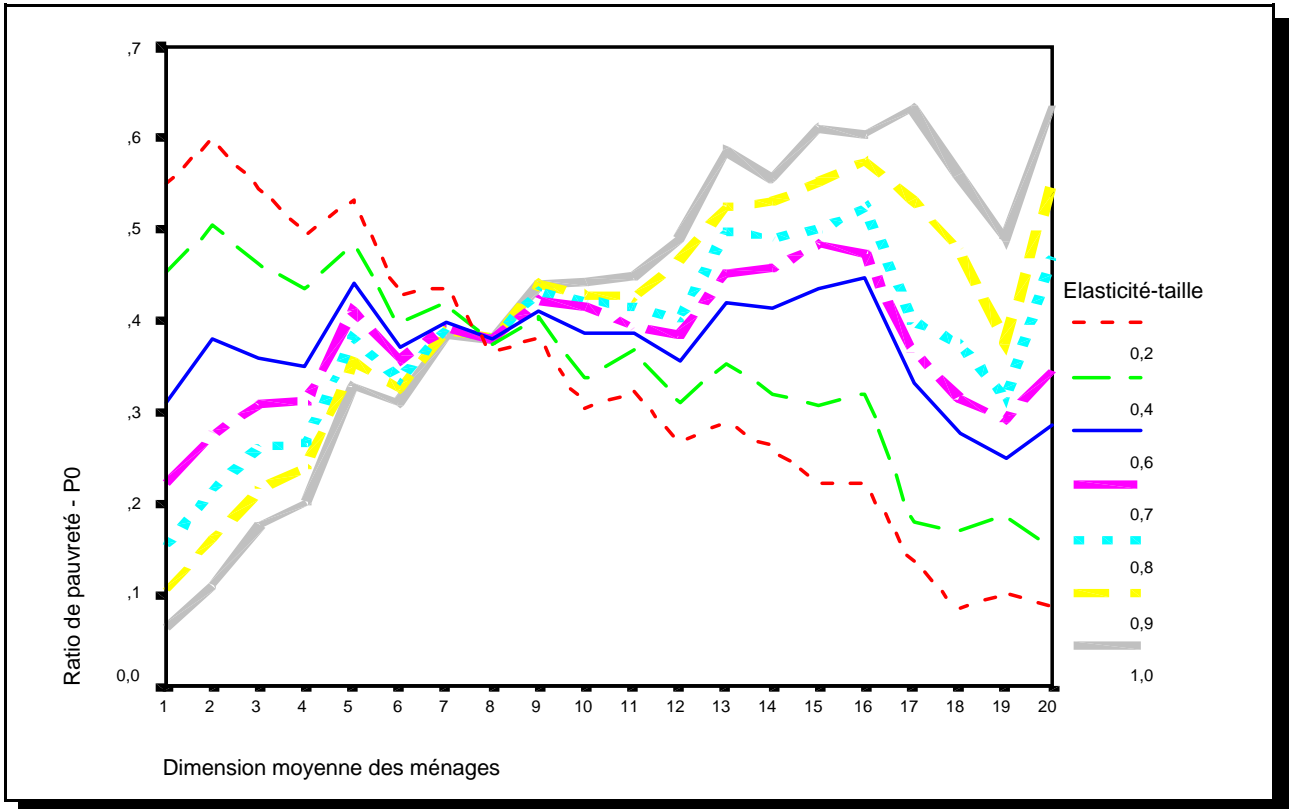


Figure 1 : Ratio de pauvreté - P0 -, dimension des ménages et élasticité-taille

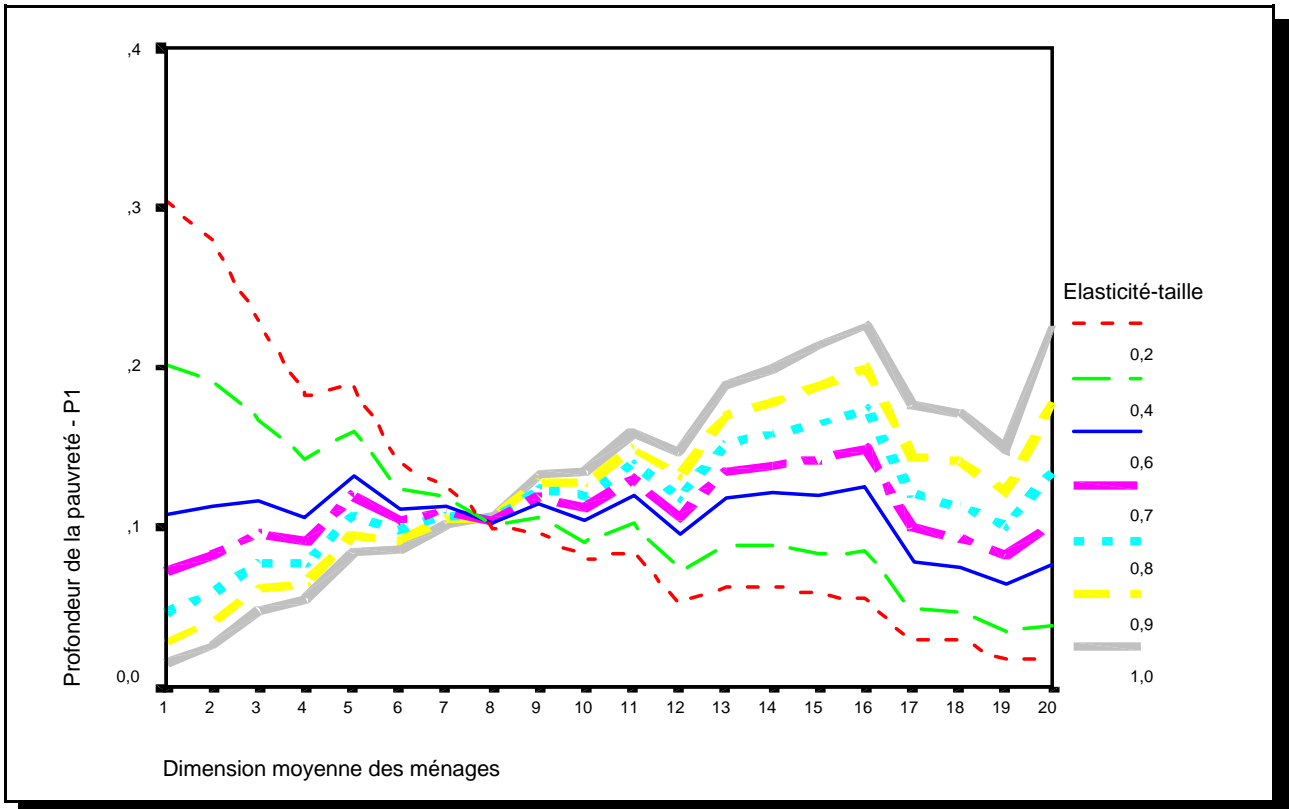


Figure 2 : Profondeur de la pauvreté - P1 -, dimension des ménages et élasticité-taille

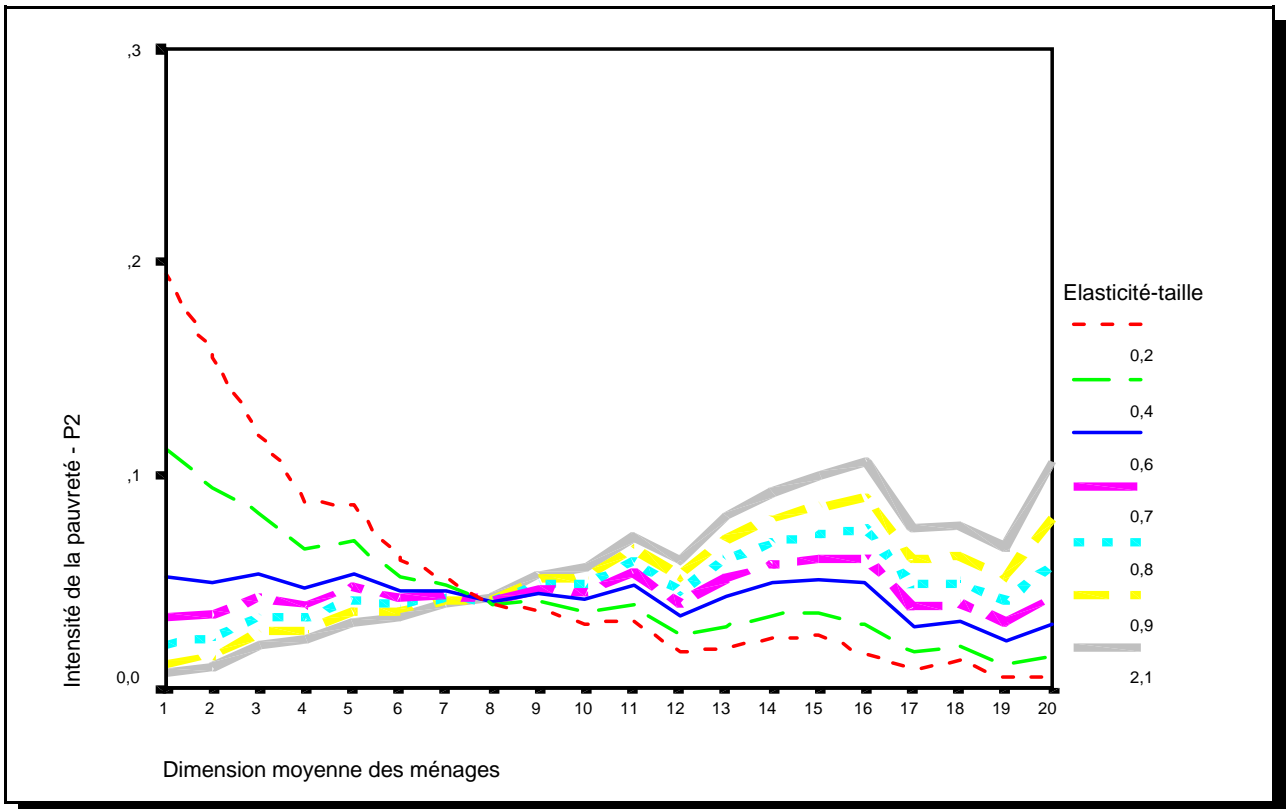


Figure 3 : Intensité de la pauvreté - P2 -, dimension des ménages et élasticité-taille

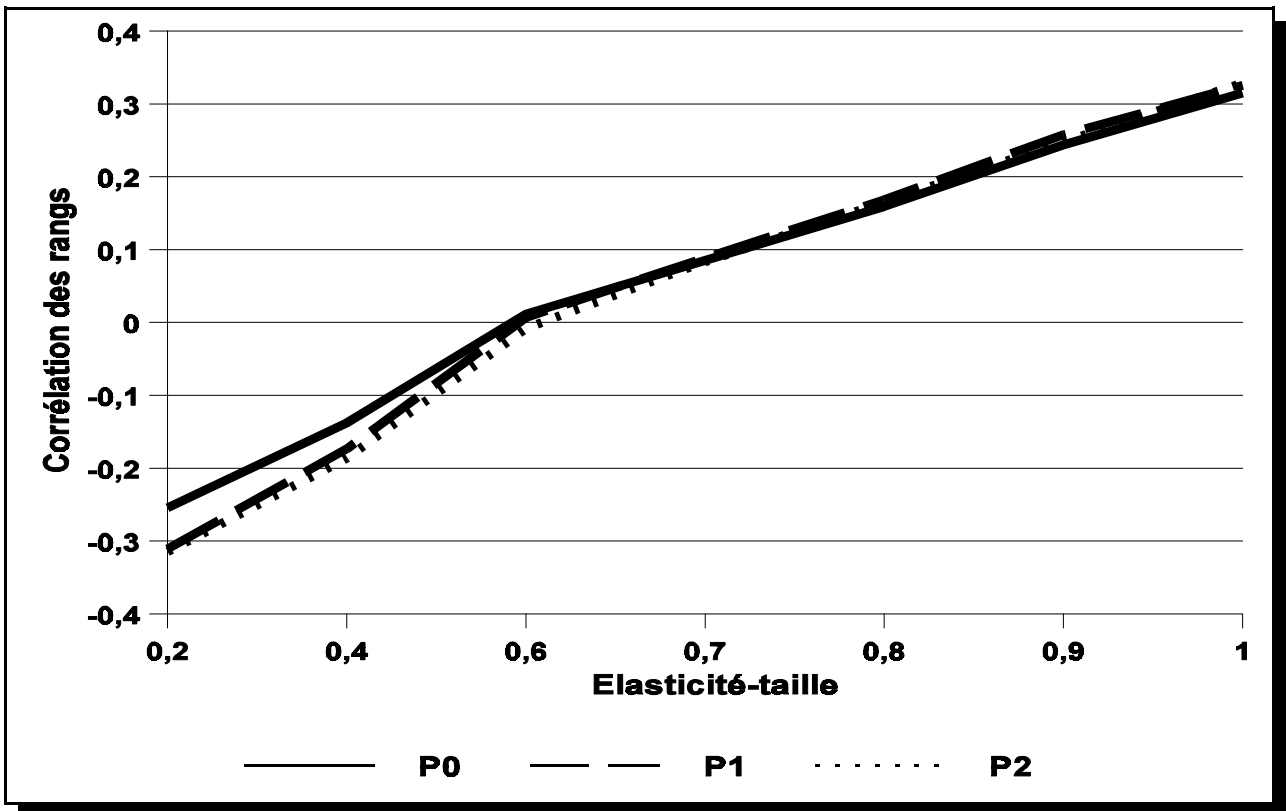


Figure 4 : Corrélation des rangs entre les indices de pauvreté et l'élasticité-taille

comprise entre 1,0 et 0,6 — figure 1. Au-delà, la relation commence à s'inverser. Ainsi, pour les

valeurs de l'élasticité-taille de 0,2 et 0,4, la figure 1 met nettement en évidence l'absence de relation inverse entre l'incidence de la pauvreté et la dimension des ménages<sup>27</sup>. En d'autres termes, pour ces valeurs de l'élasticité, les familles les plus nombreuses ne sont pas les plus pauvres<sup>28</sup>.

Ensuite, la prise en compte de la profondeur et de l'intensité de la pauvreté conduit à des résultats similaires. En effet, les figures 2 et 3 indiquent que la corrélation inverse entre la taille des ménages et les indices FGT, inhérents à la profondeur et à l'intensité de la pauvreté, n'existe plus au-delà d'une valeur de l'élasticité-taille de 0,6. Par exemple, lorsque cette dernière est égale à 0,4, on observe que la profondeur et l'intensité de la pauvreté décroissent avec l'élévation de la taille des ménages<sup>29</sup>.

Enfin, la figure 4 affiche les coefficients de corrélation des rangs entre les mesures précédentes de la pauvreté et les valeurs de l'élasticité-taille. A cet égard, il apparaît que, quels que soient les indices FGT retenus, les coefficients de corrélation des rangs sont proches de zéro lorsque l'élasticité-taille prend la valeur 0,6. En effet, les coefficients de corrélation des rangs valent 0,011, 0,007 et -0,008, respectivement, pour le ratio, la profondeur et l'intensité de la pauvreté.

### 3. Courbe d'Engel et estimation de l'élasticité-taille

#### 1. La méthode : la courbe d'Engel

Les éléments d'analyse précédents semblent réfuter l'idée d'une valeur unitaire de l'élasticité-taille au Burkina Faso. En d'autres termes, la détermination du niveau de vie des familles, obtenue en divisant les dépenses totales du ménage par le nombre de personnes appartenant à ce dernier, pourrait être fondée sur une hypothèse incorrecte.

Afin de vérifier cette argumentation, la présente recherche se propose d'estimer l'élasticité-taille à partir de l'approche d'Engel. Selon cette dernière, le bien-être des familles varie directement avec la part des dépenses non alimentaires dans le budget total du ménage. Dans ce contexte, on peut, à

la suite de Lanjouw et Ravallion, utiliser le modèle suivant, qui permet d'obtenir directement le paramètre de taille  $\theta$  :

$$w_i = \alpha + \beta \ln(x/n^\theta) + \sum_j \delta_j \eta_{ji} + \text{autres} \quad [2]$$

variables avec  $j = 1, \dots, J$

$w_i$  représente la part des dépenses alimentaires du ménage  $i$ , et  $\eta_{ji}$  indique la proportion de personnes dans le ménage  $i$  appartenant à la catégorie  $J$ <sup>30</sup>.

Ainsi, dans la présente étude, l'équation [2] est estimée en fonction des paramètres suivants. Premièrement, la variable indépendante est la part des dépenses non alimentaires dans le budget du ménage. Deuxièmement, selon le modèle spécifié, les variables indépendantes concernent quelques-uns ou l'ensemble des éléments suivants : (i) log de la valeur réelle de la consommation totale des ménages<sup>31</sup> ; (ii) log de la taille des ménages ; (iii) proportion de personnes dans le ménage, respectivement, de 5 ans et moins, de 6 à 14 ans et de 15 à 60 ans ; (iv) localisation spatiale : Ouest, Sud-Sud-Ouest, Centre-Sud, Centre-Nord et autres villes — base, Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (v) appartenance ethnique : Dioula et assimilés, Peuhl — base, Mossi et assimilés ; (vi) sexe du chef de ménage — base, femmes. Ce modèle permet d'estimer le paramètre de taille  $\theta$ <sup>32</sup>. Par ailleurs, les tests d'homogénéité  $\theta = 1$  ont été effectués à l'aide de la statistique  $F$ <sup>33</sup>.

#### 2. Niveau de vie et élasticité-taille

Le tableau 2 affiche les résultats obtenus, et

<sup>30</sup> De ce fait, l'effet de la composition démographique du ménage  $\eta_{ji}$  est distingué de l'effet de la dimension du ménage  $n_i$ . En fait, dans la présente recherche, la composition du ménage est appréhendée par la proportion de personnes dans chaque catégorie  $j$ . Toutefois, les résultats fondés sur le nombre de personnes dans chaque catégorie  $j$  seront présentés.

<sup>31</sup> La consommation totale est déflatée par un indice de prix spatial et un indice de prix temporel.

<sup>32</sup> En effet, le modèle [2] permet d'écrire :  $w_i = \log x - \theta \log n$ . D'où,  $\theta = d \log x / d \log n$ .

<sup>33</sup> A cet égard, pour tester l'hypothèse que  $\theta = 1$ , on estime à nouveau le modèle [2] en prenant en compte le log de la consommation *par tête* — donc  $\theta = 1$ . Le test  $F$  est calculé en faisant le rapport entre, d'une part, l'accroissement dans la somme des carrés des résidus divisé par le nombre de restrictions paramétriques implicites dans l'hypothèse nulle et, d'autre part, la somme des carrés du modèle originel (non contraint) divisé par le nombre de degrés de liberté dans le modèle non contraint. Si l'hypothèse nulle est vraie, le test  $F$  aura une distribution  $F$  avec  $q$  degrés de liberté (nombre de paramètres éliminés) au numérateur, et  $N-k$  au dénominateur ( $N$  = nombre d'observations, et  $k$  = nombre de coefficients). Si le  $F$  excède la valeur critique, l'hypothèse nulle est rejetée, c'est-à-dire  $\theta \neq 1$ . Voir Pindyck, Rubinfeld [1981].

<sup>27</sup> On notera que, même pour des valeurs élevées de l'élasticité-taille, la relation entre la dimension des ménages et la pauvreté est incertaine lorsque les familles englobent entre 17 et 20 personnes. En fait, pour les tailles des ménages comprises entre 17 et 19 personnes, le nombre de cas est le plus faible — de l'ordre de 100

<sup>28</sup> Un résultat similaire est obtenu par Lanjouw et Ravallion pour le Pakistan. Lanjouw, Ravallion [1995].

<sup>29</sup> Des résultats comparables sont obtenus — mais non présentés — avec les mesures de la pauvreté de Clark, Hemming et Ulph, d'une part, et de Watts, d'autre part.



Tableau 2 : Coefficients de régression des estimations de l'élasticité-taille de la courbe d'Engel<sup>1</sup>

Paramètres	Equation I			Equation II <sup>2</sup>			Equation III <sup>3</sup>		
	$\beta$	Erreur-type	t <sup>4</sup>	$\beta$	Erreur-type	t <sup>4</sup>	$\beta$	Erreur-type	t <sup>4</sup>
<b>Log des dépenses du ménage<sup>5</sup></b>	-0,10456	0,00226	-46,2030	-0,08415	0,00253	-33,2154	-0,08512	0,00254	-33,3930
<b>Log de la taille du ménage</b>	0,06580	0,26329	24,9909	0,06575	0,00488	13,4675	0,04941	0,00345	14,2978
<b>Démographie<sup>8</sup></b>									
Enfants — <5 ans	-	-	-	-0,00455	0,00151	-3,0144	-0,02685	0,01591	-1,6869
Enfants — 5-14 ans	-	-	-	-0,00214	0,00111	-1,9330	0,01084	0,01460	0,7424
Adultes — 15-60 ans	-	-	-	-0,00190	0,00103	-1,8469	-0,00188	0,01185	-0,1589
<b>Localisation géographique<sup>6</sup></b>									
Ouest	-	-	-	0,07166	0,00669	10,7078	0,06974	0,00668	10,4322
Sud et Sud-Ouest	-	-	-	0,05939	0,00691	8,5860	0,05913	0,00691	8,5485
Centre-Nord	-	-	-	0,07590	0,00658	11,5190	0,07386	0,00659	11,2057
Centre-Sud	-	-	-	0,10444	0,00626	16,6771	0,10300	0,00628	16,3856
Nord	-	-	-	0,15504	0,00977	15,8561	0,15430	0,00978	15,7687
Petites villes	-	-	-	0,02444	0,00887	2,7549	0,02392	0,00888	2,6927
<b>Ethnie<sup>7</sup></b>									
Dioula et assimilés	-	-	-	0,04090	0,00412	9,9062	0,04141	0,00413	10,0278
Peuhl	-	-	-	0,01910	0,00822	2,3237	0,02043	0,00822	2,4856
<b>Sexe</b>									
Homme	-	-	-	0,02281	0,00641	3,5553	0,02749	0,00651	4,2192
<b>Constante</b>	1,79194	0,02747	65,2279	1,44092	0,03269	44,0756	1,46362	0,03275	44,6786
R <sup>2</sup> ajusté			0,2014			0,2535			0,2526
F (sig F)			1084,85 (0,000)			209,585 (0,000)			208,491 (0,000)
N pondéré			8596			8596			8596

(1) La variable dépendante est la proportion des dépenses alimentaires dans le budget total du ménage ; (2) Les variables inhérentes à la démographie sont fondées sur le nombre de personnes dans chaque catégorie j ; (3) Les variables inhérentes à la démographie sont fondées sur la proportion de personnes dans chaque catégorie j ; (4) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur-type ; par ailleurs, les erreurs type tiennent compte de l'hétéroscédasticité ; (5) dépenses totales réelles du ménage ; (6) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (7) Base = Mossi et assimilés - y compris quelques étrangers ; (8) Pour éviter les problèmes de singularité, les personnes âgées de plus de 60 ans sont exclues.

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

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 - pondération normalisée.

appelle plusieurs commentaires.

Premièrement, l'équation I, prenant en compte uniquement les logarithmes des dépenses et de la taille des ménages, indique une élasticité du niveau de vie par rapport à la taille de ces derniers de 0,63. Le test d'homogénéité — non affiché — est rejeté, la valeur du F étant de 215,0. L'équation III, estimée selon le modèle [2] précédent, permet de déterminer une élasticité-taille de 0,58, l'hypothèse d'homogénéité étant également non acceptée<sup>34</sup>. A cet égard, on observe que les variables inhérentes à la structure démographique ne sont pas statistiquement significatives. Par contre, la location géographique, l'appartenance ethnique et le sexe du chef de ménage influencent la part des dépenses alimentaires dans le budget des familles. L'équation II est reproduite pour information. Elle diffère du modèle [2] dans la mesure où les variables démographiques prennent en compte le nombre de personnes — et non la proportion — dans chaque groupe j. Dans ce cas, on montre que l'élasticité-taille équivaut à 0,56, résultat comparable au précédent<sup>35</sup>. En outre, il est à remarquer que les variables démographiques sont significatives lorsqu'elles sont fondées sur les nombres. Finalement, on

notera que ces résultats sont très proches de ceux de Lanjouw et Ravallion. En effet, la valeur de l'élasticité-taille de 0,58 issue de l'équation III est comparable à celle 0,59 obtenue pour le Pakistan à l'aide des données de 1991<sup>36</sup>. Ainsi, dans le cas du Burkina Faso, on peut admettre une valeur de l'élasticité-taille de 0,58, ce qui signifie que la corrélation entre la dimension des ménages et la pauvreté change selon que  $\theta \leq$  ou  $\theta \geq$ .

Deuxièmement, en réalité, il importe de souligner que ce résultat a été obtenu au prix de quelques hypothèses fortes. Dans ce contexte, Lanjouw et Ravallion soulèvent deux difficultés. D'une part, la véracité de certaines hypothèses concernant la fonction de coût des consommateurs n'est pas démontrée, en particulier l'indépendance de l'élasticité-taille de l'utilité, l'indépendance des prix de la taille des ménages et l'absence de biens collectifs dans ces derniers. D'autre part, les inégalités au sein des familles fragilisent la portée des modèles de comportement des consommateurs. Dans ces conditions, il pourrait être opportun d'utiliser des indicateurs spécifiques de niveau de vie pour les différents sous-groupes qui composent les ménages<sup>37</sup>.

<sup>34</sup> Le test F est égal à 121,9.

<sup>35</sup> Voir l'équation [8] de Lanjouw, Ravallion [1995], p.1424, pour la méthode de calcul. L'hypothèse d'homogénéité est également rejetée, le F étant égal à 13,2.

<sup>36</sup> Lanjouw, Ravallion [1995].

<sup>37</sup> Même si la part des dépenses alimentaires constitue un bon indicateur du niveau de bien-être moyen du ménage.

## 4. *Elasticité-taille et genre*

L'existence d'une élasticité-taille sensiblement inférieure à l'unité a probablement des conséquences importantes quant à l'appréhension du niveau de vie des ménages. A cet égard, la présente recherche se propose d'examiner dans quelle mesure la relation entre la pauvreté et le genre est affectée par les choix méthodologiques alternatifs.

### 1. *Pauvreté, genre et élasticité-taille*

Une analyse récente des données de l'enquête prioritaire au Burkina Faso a montré, qu'a priori, la situation des ménages gérés par les femmes est meilleure que ceux ayant un homme à leur tête. En effet, le tableau 3 — partie gauche — indique que l'incidence de la pauvreté dans les premiers est de 24,2 pour cent, contre 35,6 pour cent dans les seconds<sup>38</sup>. En vérité, cette configuration de la pauvreté selon le genre apparaît surprenante, compte tenu de la précarité des statuts des femmes sur le marché du travail. En outre, certains éléments d'analyse conduisent à relativiser ce type relation entre la pauvreté et le genre, fondée sur une mesure du niveau de vie *per capita*<sup>39</sup>.

Les informations affichées au tableau 3 — partie droite — s'inscrivent dans cette perspective. Lorsque l'élasticité-taille passe de 1 à 0,58, le ratio de pauvreté des ménages gérés par les hommes varie peu — 35,6 à 37,4 pour cent, respectivement. Par contre, la situation des familles ayant une femme à leur tête est sensiblement affectée par les choix méthodologiques alternatifs. Tout d'abord, l'incidence et la

profondeur de la pauvreté augmentent considérablement lorsque le bien-être est déterminé en prenant en compte la valeur de l'élasticité-taille issue de l'estimation de la courbe d'Engel — soit 0,58. La première passe de 24,2 à 45,8 pour cent, tandis que l'écart de revenu varie de 7,3 à 16,9 pour cent<sup>40</sup>. En d'autres termes, la dépense moyenne des ménages pauvres gérés par une femme équivaut à 70,0 et 63,1 pour cent de la ligne de pauvreté pour des valeurs de l'élasticité-taille, respectivement, de 1 et 0,58<sup>41</sup>. Ce résultat tendrait à confirmer l'ampleur des économies d'échelle dans les ménages dont le chef est un homme, qui pourrait s'expliquer par la structure relative de ces derniers selon le genre. En effet, au Burkina Faso, 48,4 pour cent des ménages gérés par les femmes ont une structure monoparentale, contre seulement 4,6 pour cent pour les hommes. Cette observation explique que la dimension des ménages gérés par les femmes soit deux fois plus faible que ceux gérés par des hommes — en moyenne quatre personnes dans les premiers, contre huit personnes dans les seconds.

Ensuite, on observe des changements quant à l'incidence relative de la pauvreté selon le statut du travail du chef de ménage féminin. La prise en compte de la valeur critique de l'élasticité-taille —  $\theta = 0,58$  — induit un rehaussement de la pauvreté surtout en milieu rural. Ainsi, lorsque les femmes chefs de ménage sont engagées dans l'agriculture de subsistance, l'incidence de la pauvreté des familles passe de 31,6 à 62,6 pour cent. Or, lorsqu'elles sont à la tête d'entreprises non agricoles, le ratio de pauvreté des ménages féminins croît seulement de 16,9 à 25,5 pour cent. Le fait que la structure monoparentale des ménages gérés par les femmes prévale surtout en milieu rural<sup>42</sup>, et que, par conséquent, le rapport de taille entre les ménages gérés par les hommes et ceux gérés par les femmes soit de 2,4 et 1,3, respectivement, dans les campagnes et les villes — tableau 1 —, explique probablement en partie un tel résultat.

Enfin, on note que les choix méthodologiques alternatifs affectent la contribution relative à la pauvreté des ménages gérés par les femmes. La prise en considération de la valeur de l'élasticité-taille de 0,58 rehausse sensiblement la contribution des statuts

<sup>38</sup> Lachaud [1997], chapitre 4.

<sup>39</sup> Premièrement, la configuration de la pauvreté selon le sexe varie en fonction des régions. Dans les ménages gérés par une femme, comparativement à ceux ayant un homme à leur tête, l'incidence de la pauvreté est beaucoup plus élevée au Nord — 47,1 pour cent contre 41,3 pour cent — et, dans une moindre mesure, à l'Ouest — 33,5 pour cent contre 31,4 pour cent. En outre, on observe que dans les deux principales agglomérations — Ouagadougou et Bobo-Dioulasso — l'incidence de la pauvreté selon les types de ménages est assez comparable — environ 5 pour cent. Par ailleurs, dans quatre régions sur sept, l'inégalité des dépenses des pauvres est plus élevée dans les ménages gérés par une femme que dans ceux dont le chef est un homme. Deuxièmement, il apparaît que les écarts en termes d'incidence et de profondeur de la pauvreté selon le genre sont très importants dans les ménages monoparentaux et nucléaires. Or, ces ménages prédominent lorsqu'ils sont gérés par une femme. Troisièmement, une analyse économétrique montre que, lorsque l'on contrôle par un ensemble de facteurs — statut du travail, instruction, formation, âge, taille du ménage, appartenance ethnique, pourcentage de personnes employées dans le ménage et localisation géographique —, les ménages gérés par un homme ont, en moyenne, des dépenses par tête supérieures de 10 pour cent à ceux dont le chef est une femme.

<sup>40</sup> D'autres informations montrent que l'incidence de la pauvreté parmi l'ensemble des ménages passe de 34,6 à 38,1 pour cent pour des valeurs de l'élasticité-taille, respectivement, de 1 et 0,58.

<sup>41</sup> On rappelle que le ration d'écart de pauvreté  $I = P1/P0$ , et  $1 - I = R/Z$ , le revenu moyen exprimé en termes de la ligne de pauvreté. Pour les ménages gérés par les hommes, le revenu moyen exprimé en termes de la ligne de pauvreté passe de 70,2 à 71,4 pour cent selon les valeurs de l'élasticité-taille.

<sup>42</sup> Elle concerne un ménage sur deux environ, contre un ménage sur cinq dans les villes.

**Tableau 3 : Mesures de la pauvreté dans les ménages selon le sexe, le statut du chef de ménage et la valeur de l'élasticité-taille – 10 ans et plus<sup>1</sup>**

Paramètre	FGT <sup>2</sup>								N (pondéré)
	Elasticité-taille = 1				Elasticité-taille = 0,58				
	Incidence (α = 0)		Profondeur (α = 1)		Incidence (α = 0)		Profondeur (α = 1)		
Statut	Valeur - P0	Contribution <sup>3</sup>	Valeur - P1	Contribution <sup>3</sup>	Valeur - P0	Contribution <sup>3</sup>	Valeur - P1	Contribution <sup>3</sup>	
<b>Hommes – Pauvreté – Z2 = 41 099 F.Cfa par tête et par an – valeur normalisée</b>									
Salarié protégé	1,0	0,2	0,2	0,1	0,4	0,1	0,1	0,0	486
Salarié non protégé	4,8	0,5	1,6	0,6	7,6	0,7	2,2	0,7	279
Ind. non agr. évolutif	2,6	0,0	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	47
Ind. non agr. involutif	7,7	1,5	1,4	0,9	9,9	1,8	2,5	1,6	521
Agriculture progressive	38,3	11,2	10,6	10,4	35,5	9,9	8,8	8,6	813
Agriculture subsistance	44,1	72,7	13,3	74,0	48,0	75,3	14,0	76,8	4594
Eleveur	39,6	6,6	10,1	5,7	29,7	4,7	6,3	3,5	466
Chômeur	15,5	0,5	4,5	0,5	18,5	0,5	5,4	0,5	85
Autres actifs	13,8	0,4	3,6	0,3	20,7	0,5	6,4	0,5	72
Inactifs	38,6	6,5	13,2	7,5	40,5	6,5	13,8	7,7	469
Ensemble	35,6	100,0	10,6	100,0	37,4	100,0	10,7	100,0	7832
<b>Femmes – Pauvreté – Z2 = 41 099 F.Cfa par tête et par an – valeur normalisée</b>									
Salarié protégé	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	35
Salarié non protégé	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2	0,3	0,1	26
Ind. non agr. évolutif	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1
Ind. non agr. involutif	16,9	13,9	5,3	14,6	25,5	11,2	9,8	11,7	155
Agriculture progressive	0,0	0,0	0,0	0,0	28,4	0,7	1,3	0,1	8
Agriculture subsistance	31,6	56,8	8,7	52,0	65,6	62,6	22,9	59,4	337
Eleveur	41,5	0,4	14,6	0,5	100,0	0,5	17,0	0,2	2
Chômeur	16,1	1,0	8,5	1,7	16,1	0,5	7,2	0,6	11
Autres actifs	46,3	7,9	13,7	7,8	66,7	6,1	27,3	6,7	32
Inactifs	22,6	20,1	7,9	23,5	39,9	18,2	17,0	21,1	168
Ensemble	24,2	100,0	7,3	100,0	45,8	100,0	16,9	100,0	776

(1) Toutes les mesures ont été multipliées par 100 ; (2) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke ; uniquement l'incidence — P0 — et la profondeur — P1 — de la pauvreté ; (3) Contribution relative C<sub>ij</sub>.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 — pondération normalisée ; Lachaud [1997].

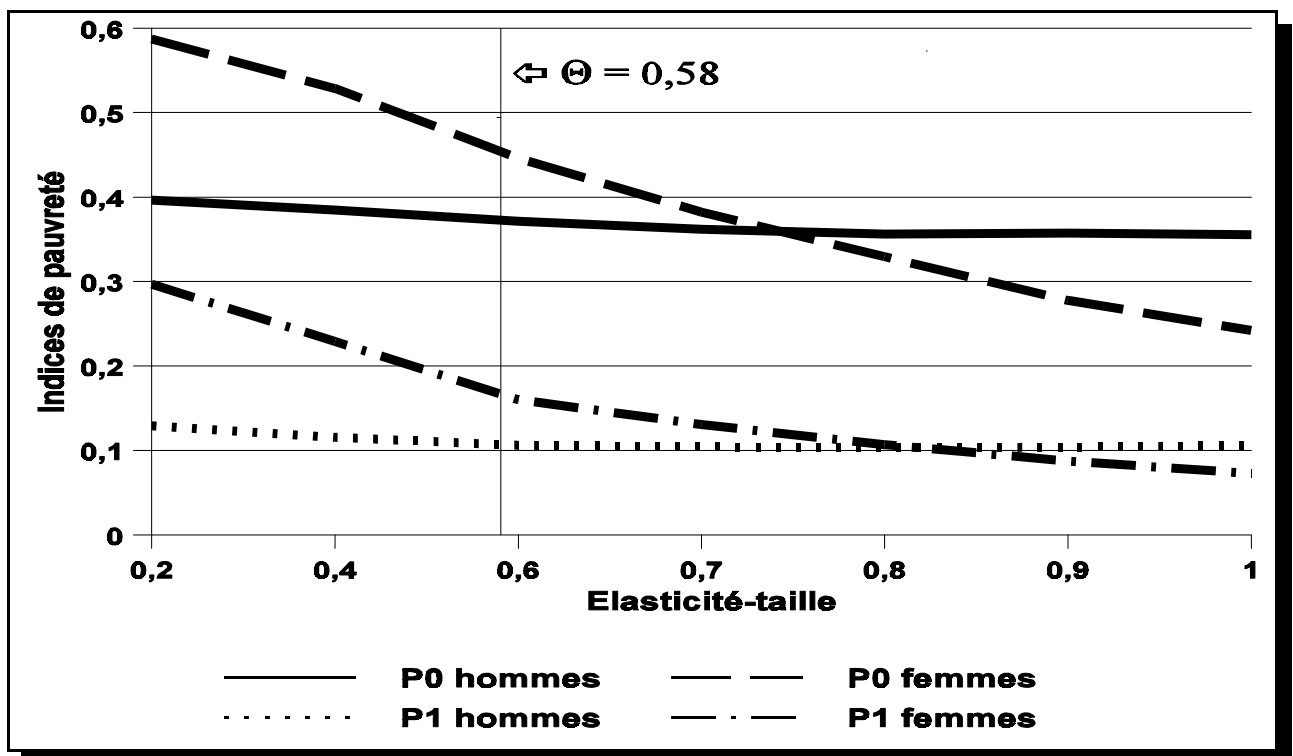


Figure 5 : Incidence et profondeur de la pauvreté selon le genre et la valeur de l'élasticité-taille

**Tableau 4 : Coefficients de régression des estimations logistiques selon la valeur de l'élasticité-taille : modèle multinomial de probabilité de pauvreté des ménages — chefs de ménage 10 ans et plus<sup>1</sup>**

Paramètres Variables	Equation I : urbain et rural — $\theta = 1$				Equation II : urbain et rural — $\theta = 0,58$			
	Intermédiaires		Pauvres		Intermédiaires		Pauvres	
	$\beta$	t <sup>2</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>	$\beta$	t <sup>2</sup>
<b>Constante</b>	-3,4872	-9,7906*	-7,4974	-12,3032*	-2,6891	-7,1160*	-4,8218	-7,7862*
<b>Sexe</b>								
Homme	-0,0799	-0,7337	-0,0833	-0,6264	-0,2572	-2,1083*	-0,6187	-4,8399*
<b>Age</b>								
Age	0,0375	2,9381*	0,0466	3,2503*	0,0267	1,9326**	0,0254	1,9483**
Age <sup>2</sup>	-0,0317	-2,4363*	-0,0359	-2,4981*	-0,0146	-1,1315*	-0,0110	-0,8428
<b>Instruction<sup>3</sup></b>								
Primaire	-0,6120	-6,4763*	-0,8227	-6,4231*	-0,4067	-4,2316*	-0,6888	-6,0068*
Secondaire 1er cycle	-1,3799	-5,2196*	-2,6609	-4,1669*	-1,1579	-4,1014*	-2,2578	-4,1401*
Secondaire 2ème cycle et plus <sup>4</sup>	-1,6309	-8,3453*	-2,8068	-4,9629*	-1,5767	-7,0902*	-2,3863	-5,4936*
<b>Statut sur le marché du travail<sup>5</sup></b>								
Salarié non protégé	1,4019	7,5592*	2,4215	4,5368*	1,4700	6,8392*	2,7477	5,0228*
Indépendant non agricole évolutif	-0,0781	-0,2186	-1,2380	-1,0458	0,1044	0,2344	-17,2580	-0,3E-02
Indépendant non agricole involutif	1,3830	8,3230*	2,5167	5,1680*	1,5234	7,7399*	2,7684	5,2795*
Agriculture progressive	0,8834	9,1655*	3,4297	7,0013*	2,1562	9,7648*	3,7078	7,0313*
Agriculture de subsistance	2,2954	4,0886*	4,1009	8,6818*	2,5032	12,9515*	4,3606	8,4566*
Élevage	1,9437	8,3497*	3,0228	6,0070*	2,0955	9,0137*	3,2032	6,0079*
Chômeur	2,2557	7,9052*	4,3191	7,4150*	2,4303	7,7102*	4,4863	7,4349*
Autre actif	1,8615	6,4620*	3,7457	6,5382*	2,0224	6,4195*	3,8528	6,5863*
Inactif	1,8830	9,6910*	3,8169	7,7843*	2,0020	8,9484*	3,9455	7,4446*
<b>Ethnie<sup>6</sup></b>								
Dioula et assimilés	0,0585	0,7284	0,0850	0,9092	0,0383	0,4814	0,0715	0,8489
Peuhl	0,4651	3,4266*	0,5620	3,7880*	0,3686	2,7520*	0,5297	3,9117*
<b>Localisation géographique<sup>7</sup></b>								
Ouest	0,6841	4,8966*	1,7766	9,5680*	0,3301	2,3436*	1,4020	8,7999*
Sud et Sud-Ouest	0,5158	3,5869*	1,8321	9,9325*	0,2194	1,5198	1,5046	9,4573*
Centre-Nord	1,4147	10,5882*	2,9203	16,8206*	1,3311	10,3082*	2,5789	17,2769*
Centre-Sud	0,9929	7,3442*	2,0938	11,7788*	0,8732	6,5769*	1,7824	11,6078*
Nord	0,5119	3,6926*	1,7643	9,7185*	0,4167	3,0281*	1,4003	8,8947*
Petites villes	0,2229	1,9096**	0,5618	3,0412*	0,0463	0,3835	0,3523	2,2209*
<b>Taille du ménage</b>	0,1343	13,3108*	0,2263	20,8673*	-0,0076	-1,2250	-0,0297	-4,4606*
<b>Taux de chômage du ménage</b>	-0,4E-02	-1,8374**	-0,5E-02	-1,7129**	-0,6E-02	-2,5556*	-0,6E-02	-1,9775*
<b>Revenus de transferts et loyers</b>	-0,2E-05	-7,6474*	-0,5E-05	-8,3696*	-0,3E-05	-7,2373*	-0,6E-05	-7,7366*
Log de vraisemblance				-7012,04				-7392,07
Chi <sup>2</sup> (sig) <sup>8</sup>				4790,284 (0,000)				4064,641 (0,000)
N pondéré				8596				8596

(1) La variable dépendante est égale à 1, 2 et 3 si le ménage est, respectivement, non pauvre, intermédiaire et pauvre, et 0 dans le cas contraire. On notera que le modèle ne rejette pas l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes — test de spécification d'Hausman-McFadden ; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur-type ; (3) Base = sans instruction ; (4) Y compris la formation professionnelle ; (5) Base = salarié protégé ; pour le milieu urbain, les agriculteurs sont rassemblés ; (6) Base = Mossi et assimilés — y compris quelques étrangers ; (7) Base = Ouagadougou-Bobo ; (8) Il s'agit du test du rapport de vraisemblance calculé selon :  $LR=2(L_1-L_0)$ , si  $L_1$  est le log de vraisemblance du modèle sans contrainte et  $L_0$  le log de vraisemblance du modèle contraint (tous les coefficients sont égaux à 0, sauf la constante). Il suit une loi du Chi<sup>2</sup> avec des degrés de liberté égaux au nombre de contraintes - (2n-1) et (n-1), respectivement, pour le modèle multinomial et le modèle binaire (n=nombre de paramètres).

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

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 — pondération normalisée ; Lachaud [1997].

du travail inhérents au monde rural.

La figure 5 résume l'incidence des choix méthodologiques alternatifs quant au différentiel de bien-être des ménages selon le genre.

## 2. Pauvreté, genre, statut du travail et élasticité-taille

En réalité, la relation entre la pauvreté, le statut du travail et le genre peut être mieux appréhendée d'un point de vue analytique. Le tableau 4 affiche les résultats d'une estimation logistique multinomiale de probabilité de pauvreté des ménages, en fonction de plusieurs paramètres inhérents à ces

derniers et aux chefs de ménage<sup>43</sup>, et du choix méthodologique quant à la mesure du niveau de vie. On rappelle que dans le cas d'un modèle multinomial, la variable dépendante est le logarithme des chances de choix. Dans le cas présent, les choix expriment, respectivement, les situations de pauvreté, de niveau de vie moyen et de non pauvreté, la normalisation étant effectuée par rapport à ce dernier cas. A cet égard, plusieurs observations peuvent être

<sup>43</sup> Voir le tableau 4 pour la signification des paramètres.

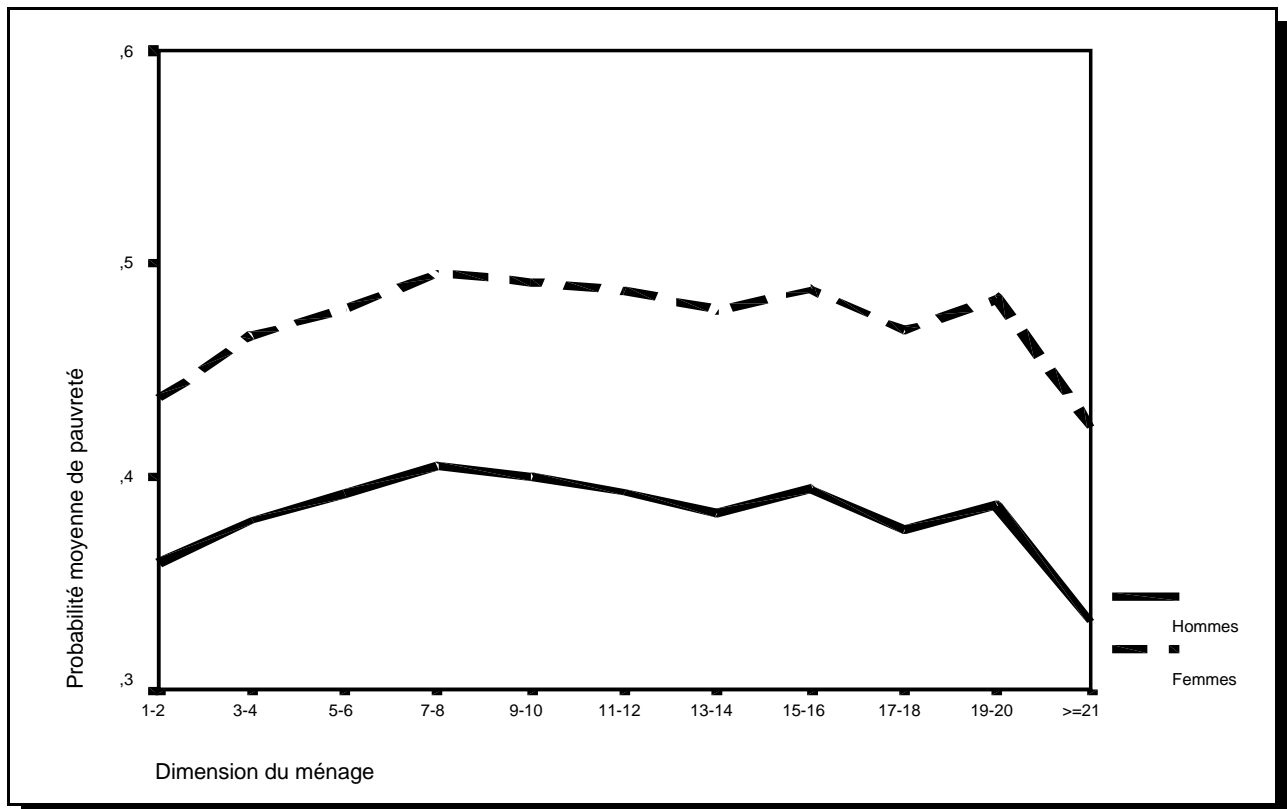


Figure 6 : Probabilité de pauvreté, genre et dimension des ménages

formulées<sup>44</sup>.

Premièrement, il apparaît que, toutes choses égales par ailleurs, la mesure du bien-être tenant compte de la valeur critique de l'élasticité-taille —  $\theta = 0,58$  —, comparativement à l'approche *per capita*, accroît la probabilité de pauvreté des ménages gérés par une femme plutôt que par homme. En effet, le tableau 4 montre que la mesure du bien-être, obtenue en divisant la dépense totale du ménage par le nombre de personnes appartenant à ce dernier, n'engendre aucun différentiel de probabilité de pauvreté selon le genre du chef de ménage — équation I. Or, la prise en compte de l'échelle d'équivalence, estimée par la courbe de d'Engel montre que, le fait d'être un homme plutôt qu'une femme à la tête d'un ménage, diminue le log des chances de pauvreté du ménage — par rapport à la situation de non pauvreté — de 0,6, ce qui implique une variation de probabilité de pauvreté de 0,08<sup>45</sup>. On notera, cependant, qu'une telle conclusion ne prévaut pas si l'on considère

uniquement le milieu urbain<sup>46</sup>. Ainsi, pour les ménages urbains, dont le différentiel de taille selon le genre est beaucoup moins élevé — 6,5 contre 5,1 personnes — qu'en milieu rural — 8,5 contre 3,5 personnes —, les options méthodologiques ne semblent pas influencer le différentiel de probabilité de pauvreté.

Deuxièmement, les choix méthodologiques alternatifs influencent également la relation entre la probabilité de pauvreté et la dimension du ménage. La prise en compte de la valeur critique de l'élasticité-taille induit à présent, toutes choses égales par ailleurs, une relation inverse entre le log des chances de pauvreté et la taille des ménages, résultat qui prévaut également en milieu urbain. La figure 6 met en évidence cette situation, et montre l'importance du différentiel de probabilité de pauvreté selon le genre du chef de ménage, toutes choses égales par ailleurs.

Ainsi, les options méthodologiques inhérentes à la mesure du bien-être des ménages semblent influencer considérablement les conclusions de certaines analyses, notamment la relation entre la pauvreté et le type de ménages. Dans le cas du Burkina Faso, l'approche du niveau de vie *per capita* tend à considérer que les ménages gérés par une femme sont moins défavorisés en termes de bien-être,

<sup>44</sup> On s'attache uniquement aux commentaires appropriés à la présente recherche. Mais, les résultats affichés au tableau 4 montrent également que la probabilité de pauvreté est directement influencée par la précarité des statuts sur le marché du travail. Voir Lachaud [1997].

<sup>45</sup> La prise en considération du groupe des intermédiaires conduit à tendance identique, bien que le coefficient de régression soit moins élevé — -0,2572.

<sup>46</sup> Le résultat n'est pas présenté. Dans ce cas, le coefficient de régression pour le sexe est égal à -0,3253, mais la valeur du t est seulement de 1,5117.

comparativement à ceux ayant un homme à leur tête. Or, la prise en compte de la valeur de l'échelle d'équivalence déterminée par l'estimation de la courbe d'Engel conduit à un résultat inverse. En termes de politiques économiques, un tel résultat analytique semble renforcer l'idée de l'importance des stratégies de développement visant à réduire les disparités selon le genre, afin de réduire la pauvreté à court terme et de l'éradiquer à long terme.

## 5. Statut nutritionnel des enfants et élasticité-taille

En Afrique, la situation nutritionnelle des enfants demeure un élément essentiel de l'appréhension du bien-être des familles. Au Burkina Faso, bien que des progrès remarquables aient été réalisés au cours des dix dernières années, l'état sanitaire de la population demeure précaire<sup>47</sup>. Ainsi, la situation nutritionnelle des enfants de moins de 5 ans est préoccupante : (i) 47,3 pour cent souffrent d'insuffisance pondérale ; (ii) 53,1 pour cent ont un retard de croissance ; (iii) 17,6 pour cent souffrent d'émaciation, et ; (iv) 25,5 pour cent des enfants sont affectés par des diarrhées, notamment ceux qui ont entre 6 et 23 mois<sup>48</sup>.

Dans ce contexte, on peut tester la robustesse de l'élasticité-taille critique précédemment estimée en examinant, par exemple, la relation entre la dimension des ménages et le statut nutritionnel des enfants de moins de 60 mois. A cet égard, la méthode d'analyse proposée par Lanjouw et Ravallion, utilisée dans la présente recherche, consiste à estimer la relation entre, d'une part, des indicateurs du statut nutritionnel des enfants, et, d'autre part, le log de  $(x/n^\theta)$  — avec  $\theta = 0,58$  —, le log de la taille du ménage, et un ensemble de variables susceptibles d'affecter la nutrition des enfants — âge des enfants, éducation et sexe du chef de ménage<sup>49</sup>, localisation géographique et structure démographique des ménages. Dans ces conditions, l'indépendance significative de la taille du ménage à l'égard de  $\log(x/n^{0,58})$  signifie que ce dernier constitue une bonne approximation de la mesure du bien-être afin de prédire le statut nutritionnel des enfants.

Dans la présente étude, les données sur la

situation nutritionnelle des enfants ont été élaborées par rapport aux tableaux de croissance du National center for health statistics<sup>50</sup>. A cet égard, il est habituel de distinguer trois formes de malnutrition. Premièrement, l'émaciation ou malnutrition aiguë traduit un état de déficience nutritionnelle d'apparition récente liée à une privation soudaine de nourriture ou à une mauvaise ingestion ou à une faible consommation de substances nutritives qui ont pour résultat une perte rapide de poids. Les prévalences les plus fortes sont observées pendant les périodes de famine, les disettes saisonnières ou les maladies graves. Un enfant qui se situe à moins de 80 pour cent de la médiane de référence pour le rapport poids/taille, ou à deux écarts-types au-dessous d'elle, est classé comme atteint de «malnutrition aiguë» ou comme «émacié». Deuxièmement, la malnutrition chronique ou retard de croissance traduit un état de déficience nutritionnelle lié à de fréquents épisodes de malnutrition aiguë ou à de longues périodes de déficience alimentaire, souvent combinés à une mauvaise santé persistante ou périodique dans les premières années de la vie. Un enfant qui se situe à moins de 90 pour cent de la médiane de référence pour le rapport taille/âge, ou à deux écarts-types au-dessous d'elle, est classé comme atteint de «malnutrition chronique» ou de «retard de croissance». Troisièmement, la malnutrition protéino-énergétique indique un état pathologique résultant de la carence relative ou absolue d'une des plus essentielles substances nutritives et/ou calories. Les formes les plus extrêmes de malnutrition protéino-énergétique se caractérisent par une atrophie musculaire sévère résultant d'une perte de poids et/ou un retard dans la croissance où la croissance linéaire — taille — n'est pas atteinte. Le seuil considéré correspond également à 80 pour cent de la médiane de référence ou à moins de deux écarts-types.

Les résultats obtenus, affichés au tableau 5, appellent plusieurs observations. En premier lieu, on observe que, toutes choses égales par ailleurs, l'insuffisance pondérale tend à être plus répandue dans les familles nombreuses, comparativement aux ménages restreints — colonne 1. Cependant, le seuil de signification n'est que de 11 pour cent environ. Mais, le fait d'ajouter la consommation par équivalent adulte — en prenant  $\theta = 0,58$  — renforce le seuil de signification de la variable inhérente à la dimension du ménage — colonne 2. Dans ces conditions, l'élasticité-taille critique déterminée par la courbe d'Engel ne semble pas appropriée pour expliquer l'insuffisance pondérale. En d'autres termes, l'incidence de l'insuffisance pondérale apparaît plus élastique par rapport à la taille des ménages que la

<sup>47</sup> Institut national de la statistique et de la démographie [1994b].

<sup>48</sup> Les garçons sont plus atteints dans les zones urbaines et les filles plus touchées dans les zones rurales. Voir Lachaud (1997) pour une analyse des données anthropométriques de l'enquête de 1994-95.

<sup>49</sup> Les données disponibles ne permettent pas d'associer l'éducation de la mère au statut nutritionnel de l'enfant. De ce fait, la référence au chef de ménage biaise probablement, dans certains cas, les résultats obtenus.

<sup>50</sup> Voir Nations unies [1993].

**Tableau 5 : Statut nutritionnel des enfants — moins de 60 mois — et élasticité-taille de la courbe d'Engel : estimation logistique**

Paramètres	Insuffisance pondérale <sup>1</sup>			Emaciation <sup>2</sup>			Retard de croissance <sup>3</sup>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<b>Log de la taille du ménage</b>	0,1129 (2,5119)	0,1347 (3,5206)**	-0,0012 (-0,0759)	0,0038 (0,0016)	0,0074 (0,0060)	0,0005 (0,0103)	-0,0701 (-0,9431)	-0,0486 (-0,4474)	0,0013 (0,0864)
<b>Dépenses/équivalent adulte<sup>4</sup></b>	-	-0,0053 (-2,1484)	0,1138 (1,7513)	-	0,0060 (1,9410)	0,0526 (0,2121)	-	-0,0070 (-3,7104)*	0,0657 (0,5729)
<b>Sexe des enfants</b>									
Masculin	-	-	-0,1001 (-1,5331)	-	-	-0,2194 (-4,1982)**	-	-	0,0218 (0,0718)
<b>Age des enfants</b>	-	-	-0,0260 (-82,5761)*	-	-	-0,0146 (15,5467)*	-	-	-0,0058 (-4,1163)*
<b>Education du chef de ménage<sup>5</sup></b>									
Primaire	-	-	0,0179 (0,0081)	-	-	-0,3578 (-1,5491)	-	-	0,1037 (0,2614)
Secondaire et plus	-	-	0,3126 (0,4401)	-	-	-0,2385 (-0,1494)	-	-	-0,1840 (-0,1499)
<b>Sexe chef de ménage</b>									
			0,5321 (2,7191)**			0,4035 (0,8610)			0,3944 (1,6489)
<b>Localisation géographique<sup>6</sup></b>									
Ouest	-	-	0,2991 (0,8823)	-	-	0,3113 (0,7387)	-	-	0,6233 (3,5811)**
Sud et Sud-Ouest	-	-	0,6082 (4,4354)*	-	-	-0,5768 (-2,7666)**	-	-	0,8848 (8,7152)*
Centre-Nord	-	-	0,8871 (10,1383)*	-	-	-0,4252 (-1,6903)	-	-	1,2387 (18,2002)*
Centre-Sud	-	-	0,6932 (6,5618)*	-	-	-0,3587 (-1,2975)	-	-	1,3790 (23,7889)*
Nord	-	-	0,8105 (7,7403)*	-	-	-0,2609 (-0,5676)	-	-	1,3901 (20,8214)*
Petites villes	-	-	0,7035 (3,3945)**	-	-	0,4920 (1,3336)	-	-	0,5130 (1,6694)
<b>Démographie<sup>7</sup></b>									
Enfants — <5 ans	-	-	-0,9078 (-1,6919)	-	-	0,5243 (0,3439)	-	-	-0,7496 (-1,1515)
Enfants — 5-14 ans	-	-	-0,3881 (-0,3595)	-	-	-0,5511 (-0,4452)	-	-	0,0396 (0,0037)
Adultes — 15-60 ans	-	-	0,5594 (0,7938)	-	-	-0,3796 (-0,2258)	-	-	1,3111 (4,3390)*
<b>Constante</b>	-0,3730 (-4,8125)*	-0,3571 (-4,1807)*	-0,5257 (-0,4849)	-1,5490 (-46,7819)*	-1,6453 (-50,1900)	-0,7719 (-0,6567)	0,2842 (2,7206)**	0,3240 (3,5557)**	-1,5578 (-4,3005)*
Log de vraisemblance	-1810,76	-1805,46	-1746,21	-1178,16	-1171,87	1150,97	-1765,82	-1760,82	-1720,91
Chi <sup>2</sup> (sig)	2,51 (0,11)	5,36 (0,07)	123,8 (0,00)	0,01 (0,96)	1,87 (0,39)	43,68 (0,00)	0,94 (0,33)	4,42 (0,11)	84,25 (0,00)
N pondéré	2608	2605	2605	2516	2513	2513	2543	2540	2540

(1) La variable dépendante est codée 1 s'il y a insuffisance pondérale — malnutrition protéino-énergétique ; moins de deux écarts-types de la médiane de référence —, et 0 dans le cas contraire ; la statistique de Wald, rapport entre le  $\beta$  et l'erreur-type, est indiquée entre parenthèses ; (2) La variable dépendante est codée 1 s'il y a émaciation — malnutrition aiguë ; moins de deux écarts-types de la médiane de référence pour le rapport poids/taille —, et 0 dans le cas contraire ; la statistique de Wald, rapport entre le  $\beta$  et l'erreur-type, est indiquée entre parenthèses ; (3) La variable dépendante est codée 1 s'il y a retard de croissance — malnutrition chronique ; moins de deux écarts-types de la médiane de référence pour le rapport taille/âge —, et 0 dans le cas contraire ; la statistique de Wald, rapport entre le  $\beta$  et l'erreur-type, est indiquée entre parenthèses ; (4) En tenant compte de l'élasticité-taille de la courbe d'Engel = 0,58 ; (5) Base = sans instruction ; (6) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (7) Il s'agit des proportions ; par ailleurs, pour éviter les problèmes de singularité, les personnes âgées de plus de 60 ans sont exclues.

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

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 - pondération normalisée ; Lachaud [1997].

valeur suggérée par la courbe d'Engel. Enfin, la taille des ménages n'est plus significative lorsque les autres paramètres sont pris en compte. A cet égard, on notera que, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité d'insuffisance pondérale des enfants de moins de 60 mois est d'autant plus faible que les ménages sont gérés par des femmes, que les enfants sont jeunes et qu'ils sont localisés en milieu rural<sup>51</sup>.

En second lieu, s'agissant de l'émaciation et du retard de croissance, on peut considérer que l'élasticité-taille critique déterminée par la courbe d'Engel est appropriée pour ces deux indicateurs de bien-être. En effet, les différents coefficients du log de la taille du ménage ne sont pas significatifs. En

outre, comme précédemment, les enfants en bas âge sont relativement plus affectés par ces deux formes de malnutrition. Néanmoins, alors que le retard de croissance est surtout inhérent aux zones rurales, l'inverse aurait tendance à prévaloir en ce qui concerne l'émaciation<sup>52</sup>.

## 6. Conclusion

Alors que certaines analyses, fondées sur l'approche du niveau de vie *per capita*, affirment l'existence d'une relation inverse entre la pauvreté et

<sup>51</sup> Sauf pour la région de l'Ouest.

<sup>52</sup> En fait, le coefficient est seulement significatif — et négatif — pour la région Sud & Sud-Ouest.

la dimension des ménages, la présente recherche, s'appuyant sur les données de l'enquête prioritaire du Burkina Faso de 1994-95, met en évidence la prééminence d'une corrélation fragile. Premièrement, on montre que les indices de pauvreté de la catégorie Foster-Greer-Thorbecke croissent avec la dimension des ménages lorsque l'élasticité du niveau de vie par rapport à la taille de ces derniers prend une certaine valeur critique. Deuxièmement, l'approche de la courbe d'Engel permet d'estimer cette dernière à 0,58. Troisièmement, une telle échelle d'équivalence semble appropriée pour prédire le statut nutritionnel des enfants, en particulier l'émaciation et le retard de croissance. Quatrièmement, l'analyse montre qu'une valeur de l'élasticité-taille inférieure à 1 a des conséquences importantes quant à la nature de la relation entre la pauvreté et le genre. D'une part, l'incidence, la profondeur et l'intensité de la pauvreté s'accroissent dans les ménages gérés par les femmes, et, d'autre part, la probabilité de pauvreté dans ces derniers apparaît nettement supérieure lorsque l'on contrôle par une ensemble de paramètres inhérents au chef du ménage — âge, éducation, statut sur le marché du travail, appartenance ethnique et localisation géographique — ou au groupe auquel il appartient — taille du ménage, taux de chômage dans le ménage et revenus de transferts et loyers.

De tels résultats appellent une certaine prudence quant aux choix méthodologiques alternatifs en ce qui concerne la mesure du niveau de vie, dans la mesure où ils sont susceptibles d'affaiblir la robustesse des fondements de politiques spécifiques visant à réduire la pauvreté.

### Références bibliographiques

- Atkinson, A.B. 1992. "Measuring poverty and differences in family composition", *Economica*, vol.55.
- Banque mondiale 1996. *Rapport sur le développement dans le monde. De l'économie planifiée à l'économie de marché*, Washington, Banque mondiale.
- Bidani, B, Ravallion, M. 1994. "How robust is a poverty profile? *World bank economic review*, vol.8.
- Clark, S.R., Hemming, R., Ulph, D. 1981. "On indices for poverty measurement", *Economic Journal*.
- Fonds monétaire international 1996. *Document-cadre de politique économique pour 1996-98*, Ouagadougou, 20 avril, Burkina Faso.
- Foster, J.E., Greer, J., Thorbecke, E. 1984. "A class of decomposable poverty measure", *Econometrica*, n°52.
- Institut national de la statistique et de la démographie 1994a. *Enquête prioritaire. Manuel de l'enquêteur*, Ouagadougou, Institut national de la statistique et de la démographie.
- . 1994b. *Enquête démographique et de santé*, Ouagadougou, juin, Institut national de la statistique et de la démographie.
- . 1996a. *Analyse des résultats de l'enquête prioritaire sur les conditions de vie des ménages*, Ouagadougou, février, Institut national de la statistique et de la démographie.
- . 1996b. *Le profil de pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, février, Institut national de la statistique et de la démographie.
- Lachaud, J.-P. 1994a. *Pauvreté et marché du travail urbain en Afrique subsaharienne : analyse comparative*, Genève, Institut international d'études sociales.
- . 1994b. *The labour market in Africa*, Research series 102, Genève, Institut international d'études sociales.
- . 1995. *Pauvreté et marché du travail au Bénin*, Bordeaux, document de travail n°6, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- . 1997. *Pauvreté, vulnérabilité et marché du travail au Burkina Faso*, Bordeaux, série de recherche 2, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- Lanjouw, P., Ravallion, M. 1995. Poverty and household size, *The economic journal*, 105, novembre.
- Nations unies 1993. *Evaluation de l'état nutritionnel des jeunes enfants par voie d'enquêtes auprès des ménages*, New York, DP/UN/INT-89X06/8F, Nations unies.
- Pendyck, R.S., Rubinfeld, D.L. 1981. *Econometric models and economic forecasts*, New York, McGraw-Hill Book Company, 2nd ed.
- Sen, A. 1976. "Poverty: an ordinal approach to measurement", *Econometrica*, vol. 44, n°2.
- Sen, A. 1995. *Inequality reexamined*, Oxford, Clarendon press.
- Watts, H.W. 1968. "An economic definition of poverty", dans l'ouvrage publié sous la direction de Moynihan, D.P., *On understanding poverty*, New York, Basic books.