

Bien-être des ménages et pauvreté au Burkina Faso. Dépenses versus actifs : choix pragmatique ou conceptuel ?

par

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

Résumé :

Fondée sur l'enquête prioritaire du Burkina Faso de 1994-95, la présente recherche examine dans quelle mesure l'utilisation d'informations sur les actifs des ménages – à l'aide de l'analyse en composantes principales non linéaire – constitue une alternative satisfaisante à l'approche monétaire de la pauvreté, tant en ce qui concerne son évaluation que l'appréhension de ses déterminants. La principale conclusion de l'étude est que l'identification du bien-être des ménages ou des individus par rapport à l'accès aux actifs, a plus de fondements pragmatiques que conceptuels. En premier lieu, les statistiques descriptives, ainsi que les tests d'indépendance et d'association, montrent l'imparfaite cohérence d'identification des ménages pauvres – et non-pauvres – selon les critères des dépenses et des actifs. Un recoupement de l'ordre de la moitié des ménages et de près des deux tiers des individus apparaît insuffisant pour considérer que les deux méthodes sont parfaitement substituables, même lorsqu'elles sont associées à des choix méthodologiques cohérents – échelles d'équivalence et procédures de codage optimal. Malgré l'aspect normatif de ce jugement, l'appréhension de la pauvreté par rapport aux actifs est plus appropriée en l'absence d'informations sur la consommation des ménages. En deuxième lieu, l'analyse économétrique suggère beaucoup plus de divergences que de similitudes quant à l'explication comparative de la pauvreté en fonction du critère d'identification du bien-être des ménages – en l'absence d'économies d'échelle. Si les approches des dépenses et des actifs mettent en évidence des déterminants communs de la pauvreté des ménages burkinabè – effet positif de l'instruction, de la formation et du sexe masculin du chef de ménage, et impact négatif de la dimension des familles –, elles conduisent à des conclusions très contrastées à l'égard de maints paramètres pris en compte par les estimations logistiques multinomiales. L'ambiguïté des enseignements de l'analyse comparative concerne les segments du marché du travail, notamment ceux du milieu rural, l'offre de travail des ménages, le statut ethnique de ceux qui gèrent les familles, la localisation spatiale des groupes et les transferts externes ou internes. Par ailleurs, la prise en compte des économies d'échelle dans l'analyse complexifie les conclusions précédentes, une appréciation qui est renforcée par l'exercice de sensibilité, visant à simuler les probabilités relatives pour les ménages d'être localisés dans les divers quintiles des distributions du niveau de vie – dépenses et actifs.

Abstract : *Households welfare and poverty in Burkina Faso. Expenditures versus assets : pragmatic or conceptual choice?*

Based on the household survey of Burkina Faso of 1994-95, the present study examines if the use of information about assets of households – using nonlinear principal components analysis – is a satisfactory alternative to the monetary approach of the poverty, as well with regard to its evaluation as the apprehension of its determinants. The main conclusion of the study is that the identification of the households or individuals welfare with regard to the access to assets, has more pragmatic bases than conceptual. Firstly, descriptive statistics, as well as tests of independence and association, show imperfect coherence of identification of poor households - and non-poor - according to the criteria of expenditures and assets. An intersection of about half of the households and of about two thirds to the individuals appears insufficient to consider that the two methods are perfectly substitutable, even when they are associated with coherent methodological choices - scales of equivalence and procedures of optimal scaling. In spite of the normative aspect of this judgement, the apprehension of poverty in terms of assets is more adapted in the absence of information on the household consumption. Secondly, the econometric analysis suggests much more divergences than of similarities as for the comparative explanation of poverty according to criterion of identification of the households welfare – without economies of scale. If the approaches of the expenditures and the assets highlight common determinants of the poverty of the households burkinabè – positive effect of the instruction, the training and the male sex of the head of household, and negative impact of the dimension of the families – they lead to very contrasted conclusions with regard to many parameters taken into account by the logistic multinomial estimates. The ambiguity of the lesson of the comparative analysis relates to the segments of the labour market, in particular those of the rural sector, the supply of labour of the households, the ethnic status of those which manage the families, the spatial localization of the groups and the external or internal transfers. In addition, the integration of economies of scale in the analysis complicates the preceding conclusions, an appreciation which is reinforced by the exercise of sensibility, aiming at simulating the relative probabilities for the households to be localized in the various quintiles of the distributions of the standard of living – expenditures and assets.

Mots-clés : Pauvreté ; dépenses ; actifs ; distribution ; bien-être.

JEL classification : D33, I31, I32

Sommaire

1. Introduction	1
2. Sources statistiques et méthode	1
1. Sources statistiques et spécification des variables	1
2. Actifs des ménages et stratification socio-économique : analyse en composantes principales non linéaire	3
3. Dépenses versus actifs : corrélation des approches de la pauvreté	7
1. Cohérence d'identification des ménages et analyse des correspondances	8
2. Tests statistiques d'indépendance et d'association	10
4. Dépenses versus actifs : comparaison des déterminants de la pauvreté	12
1. Les options économétriques	12
2. Estimations logistiques et distribution du niveau de vie	12
3. Analyse de sensibilité	16
5. Conclusion	18
Références bibliographiques	19
Annexes	21

1. Introduction

Quel que soit le milieu – pays en développement ou industrialisés –, l'analyse de la pauvreté implique une identification du bien-être des ménages et des individus¹. A cet égard, à la controverse conceptuelle relative au choix des dimensions du bien-être – «utilité» versus «capacités»² –, vient se greffer une discussion quant à l'appréhension empirique du niveau de vie des ménages. En effet, il est parfois soutenu qu'un indice fondé sur la disponibilité de certains actifs physiques des ménages, a la capacité de constituer une bonne approximation de la richesse à long terme de ces derniers³. Par exemple, Filmer et Pritchett admettent qu'un indicateur de cette nature est susceptible de prédire l'accès des enfants à l'éducation, aussi bien, voire mieux, que les dépenses par tête ajustées des ménages⁴. En même temps, les deux auteurs soulignent qu'«un indice d'actifs des ménages ne saurait constituer, ni une mesure de leur niveau de vie courant, ni un instrument approprié pour l'analyse de la pauvreté»⁵.

En vérité, cette option méthodologique, visant à identifier le bien-être des ménages par rapport à leurs actifs, est liée à la structure de certains instruments d'investigation statistique mis en oeuvre dans les pays en développement. Alors que les investigations socio-économiques auprès des ménages, développées au cours des deux dernières décennies – enquêtes budget-consommation, Lsms, Dsa, Nhscp, etc⁶ –, permettent d'obtenir des informations détaillées sur les dépenses – et parfois sur les revenus –, les enquêtes démographiques et de santé – EDS –, régulièrement réalisées dans une cinquantaine de pays en développement, ne collectent pas, dans la majorité des cas, de données relatives aux indicateurs monétaires du niveau de vie⁷. Dans ces conditions, l'utilisation d'informations non-monétaires inhérentes aux actifs des ménages constitue une alternative possible⁸.

La présente recherche s'inscrit dans ce contexte. Elle propose d'examiner dans quelle mesure les deux approches sont susceptibles d'aboutir à des conclusions similaires, tant en ce qui concerne l'ampleur de la pauvreté que l'appréhension de ses déterminants. L'étude est fondée sur l'enquête prioritaire du Burkina Faso de 1994-95, qui comporte des informations à la fois sur les dépenses et les avoirs des ménages. La deuxième section présente les sources statistiques utilisées, ainsi que la méthode de stratification socio-économique des ménages issue des informations concernant leurs actifs. La troisième section met en évidence la corrélation qui prévaut entre les approches monétaires et non-monétaires de la pauvreté dans ce pays. La quatrième section expose les divergences et les similitudes inhérentes à l'analyse des déterminants de la pauvreté selon le processus de stratification des ménages mis en oeuvre.

¹ En même temps que l'identification du seuil de pauvreté, les procédures d'agrégation et les tests de dominance stochastique.

² Voir Lachaud [2000b] pour une brève présentation et une analyse empirique comparative des deux approches.

³ Wagstaff, Paci, van Doorslaer [1991] ; Rustein [1999] ; Filmer, Pritchett [1998], [1999] ; Montgomery, Gragnolati, Burke, Paredes [1999] ; Gwatkin, Rustein, Johnson, Pande, Wagstaff [2000].

⁴ Leur argumentation est fondée sur deux résultats. Premièrement, les écarts de scolarisation entre les riches et les pauvres sont beaucoup plus faibles lorsque les dépenses par tête sont utilisées, comparativement à l'approche des actifs, ce qui est cohérent avec l'existence d'une importante composante transitoire de la consommation. Deuxièmement, dans trois pays où l'approche des dépenses et des actifs a pu être comparée pour les mêmes ménages, les estimations économétriques – fondées sur les moindres carrés et l'utilisation de variables instrumentales, et des régressions inverses – suggèrent que les dépenses de consommation sont beaucoup plus sujettes à des erreurs de mesure en tant que proxy des taux de scolarisation, que ne l'est l'indice des actifs. Filmer, Pritchett [1999].

⁵ Filmer, Pritchett [1999], p.8.

⁶ Living standard measurement surveys ; National household survey capability program ; Dimension sociale de l'ajustement.

⁷ Le programme des enquêtes démographiques et de santé est conduit par Macro International, avec l'appui de l'Agence pour le développement international des Etats-Unis. Ce programme exécute régulièrement – environ tous les 5 à 8 ans – des enquêtes auprès des ménages fondées sur de larges échantillons dans approximativement 50 pays – Asie, Afrique, Moyen-Orient, Amérique latine et Europe de l'Est. Toutefois, il est à remarquer que, dans quelques enquêtes, les données sur les dépenses ou les revenus des membres principaux des ménages sont appréhendées.

⁸ Gwatkin, Rustein, Johnson, Pande, Wagstaff [2000] utilisent cette approche pour caractériser la santé, la nutrition et la population selon les quintiles du niveau de vie des ménages en termes d'actifs pour tous les pays ayant exécuté des EDS. Lachaud [2001] utilise aussi une approche de ce type pour modéliser les déterminants de la mortalité des enfants aux Comores.

2. Sources statistiques et méthode

1. Sources statistiques et spécification des variables

La 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 ménages⁹, 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 éléments suivants : 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.

Dans le contexte de la présente recherche, deux éléments d'analyse relatifs à la détermination des indicateurs de bien-être et, corrélativement, de la pauvreté doivent être précisés. En premier lieu, l'approche monétaire 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 logement¹⁰. 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 ce qui concerne la pauvreté monétaire, une analyse préliminaire des informations de l'enquête prioritaire avait été réalisée au cours de l'année 1995¹¹, tandis qu'une recherche plus approfondie s'est efforcée d'explorer les relations entre la pauvreté, la vulnérabilité et la participation aux marchés du travail¹². A cet égard, les études précédemment citées ont eu à opérer préalablement des choix méthodologiques afin d'appréhender la configuration de la pauvreté. Ainsi, la détermination de la ligne de pauvreté fait référence à un seuil de 41099 F.Cfa par personne et par année¹³, seuil absolu déterminé par rapport à une norme de besoins journaliers en calories, auxquels une part de dépenses non alimentaires a été ajoutée¹⁴. Cette approche monétaire du dénuement, mettant en évidence en 1994-95 des ratios de pauvreté de 34,6 et 44,5 pour cent, respectivement, pour l'ensemble des ménages et des individus, constitue la référence lors de la comparaison de l'option analytique en termes d'actifs.

En deuxième lieu, les actifs des ménages pris en compte dans l'élaboration de l'indice non-monétaire de bien-être concernent deux éléments : d'une part, les avoirs des ménages et, d'autre part, le logement et le confort.

Premièrement, les avoirs du ménage comprennent les biens appartenant au ménage de plein droit ou acquis à crédit, mais excluent ceux qui sont partagés avec un tiers. A cet égard, l'enquête prioritaire a collecté des informations sur vingt types d'avoirs du ménage. Tout d'abord, les immeubles, villas et autres types

⁹ En fait, les fichiers disponibles englobent 8 642 ménages. Cette investigation statistique comporte quelques incertitudes statistiques et méthodologiques. Voir sur ce point, Lachaud [1997].

¹⁰ 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 [1996a], [1996b].

¹¹ Institut national de la statistique et de la démographie [1996a], [1996b].

¹² Lachaud [1997].

¹³ 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]. Le seuil d'extrême pauvreté de 31 749 F.Cfa par personne et par année n'est pas pris en considération dans la présente recherche.

¹⁴ 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]. Bien qu'il soit possible de discuter l'absence de plusieurs lignes de pauvreté selon les régions et la méthode de détermination des dépenses non alimentaires – voir, par exemple, Bidani, Ravallion [1994] –, il a été considéré que cette approche était acceptable dans une première phase d'investigation des données de l'enquête prioritaire.

d'habitations. Selon l'enquête, ils «incluent les maisons à usage d'habitation, les immeubles loués à des tiers, des services ou des organismes, les auberges ou hôtels appartenant de plein droit au ménage. La maison dans laquelle loge le ménage, si elle appartient à ce dernier, fait partie de tels biens. Les maisons en location-vente en font aussi partie, même si le ménage continue encore de payer le loyer à l'organisme de l'habitat qui en est responsable. Les maisons en location simple ne sont pas comptabilisées dans les biens du ménage»¹⁵. Ensuite, les terrains. Il s'agit, d'une part, des terrains à bâtir – «terrains habitables même s'ils sont en chantier ou non encore bâtis» – et, d'autre part, des terres cultivables – «champs appartenant au ménage même s'ils ne sont pas cultivés». Enfin, un nombre limité de biens fonctionnels du ménage, liés à l'exercice d'une activité économique, aux transports, à l'habitation ou à la communication, sont considérés: tracteur, charrue, charrette, machine à coudre, pirogue, mobylette-moto, vélo, voiture-véhicule privé(e), poste de télévision, réfrigérateur-congélateur, cuisinière à gaz, climatiseur, radio, téléphone, et foyer amélioré.

Deuxièmement, les éléments relatifs à l'habitat et au confort pris en compte par l'enquête prioritaire concernent deux aspects. Tout d'abord, l'habitat proprement dit : (i) la nature des murs – béton, pierre, parpin, semi-dur, banco, paille et autres matériaux –, de la toiture – ciment-tuile, tôle ondulée, terrasse en banco, chaume et autres matériaux – et du sol – carreau, ciment, terre battue et autres matériaux ; (ii) le nombre de personnes par pièce ; (iii) le type d'énergie utilisé pour l'éclairage – électricité-solaire, gaz, pétrole, bois, bougie et autre énergie – et la cuisson des aliments – électricité, gaz, pétrole, bois, charbon-bougie et autre énergie. Ensuite, l'environnement sanitaire : (i) le type d'aisance – W.C., latrines privées, latrines communes, toilettes publiques, nature et autre lieu ; (ii) le mode d'évacuation des ordures – poubelle, tas d'immon-dices, fosse, décharge publique et autre ; (iii) le mode d'accès à l'eau – robinet propre, robinet partagé, fontaine publique, forage, puits, rivière et autre. Le tableau A1, en annexe, présente l'importance de ces actifs selon les zones urbaine et rurale du Burkina Faso.

La prise en compte des actifs précédemment spécifiés appelle plusieurs observations. Tout d'abord, le champ des actifs inhérent à la présente recherche est beaucoup plus vaste que celui des enquêtes démographiques et de santé qui, la plupart du temps, ne considèrent que le logement, l'environnement sanitaire, le transport et l'accès à la terre des ménages. En même temps, d'autres actifs identifiés par l'enquête prioritaire burkinabè n'ont pas été intégrés dans l'analyse finale, leur inclusion mettant en évidence des résultats moins satisfaisants. C'est le cas du cheptel – boeufs, moutons, chevaux, ânes, porcs et chèvres –, majoritairement localisé, il est vrai, en milieu rural. Ensuite, il existe une incertitude quant à la spécification de certains avoirs des ménages. En effet, l'enquête indique l'existence des actifs, mais ne permet pas de préciser les quantités. Par conséquent, l'étude suppose implicitement qu'un seul élément de l'actif recensé est disponible par ménage¹⁶. Une telle hypothèse a des conséquences différentes selon que l'analyse en composantes principales considère les actifs en termes numérique ou ordinal¹⁷. Enfin, dans l'optique des «capabilités» de Sen, il importe de souligner que les éléments quantitatifs disponibles relatifs aux actifs ne permettent de déterminer que les «fonctionnements» observés reliés au niveau de *bien-être effectif*, alors que l'espace des «capabilités», englobant les combinaisons de fonctionnements, se réfère à la liberté de réaliser le bien-être¹⁸. En d'autres termes, alors que l'approche en termes de «capabilités» permettrait de tenir compte de la liberté de choisir entre différentes combinaisons de fonctionnements¹⁹, les contraintes pratiques limitent l'analyse à l'examen de l'ensemble des fonctionnements réalisés et choisis²⁰.

¹⁵ Institut national de la statistique et de la démographie [1996c].

¹⁶ La section 12 du questionnaire de l'enquête prioritaire identifie les actifs selon la question suivante : «le ménage possède-t-il [ce bien] actuellement ? oui=1 ; non=2».

¹⁷ Voir ci-après.

¹⁸ Sen [1992] note bien que la «capability» est définie en termes des mêmes variables que les fonctionnements. Dans l'espace des éléments constitutifs de la vie, il n'y a pas de différence entre la considération des fonctionnements ou des «capabilités». Une combinaison de fonctionnements est un point de cet espace, alors que la «capability» est un ensemble de tels points.

¹⁹ Mais les «capabilités» ne sont pas directement observables.

²⁰ Néanmoins, cette difficulté est plus un problème lorsque l'espace des «capabilités» est utilisé pour examiner les opportunités de choix que pour l'évaluation d'un niveau de bien-être atteint.

2. Actifs des ménages et stratification socio-économique : analyse en composantes principales non linéaire

La présente étude utilise l'analyse en composantes principales non linéaire pour construire un indice de bien-être des ménages fondé sur les actifs précédemment indiqués. Outre la recherche de réduction du nombre de dimensions des données, commune avec l'approche linéaire, l'intérêt de l'analyse en composantes principales non linéaire est de permettre aux variables d'être codées à différents niveaux – nominal, ordinal, numérique. En effet, un développement important de l'analyse des données multidimensionnelles a consisté à quantifier de manière optimale des variables catégorielles ou qualitatives²¹. Par exemple, les variables nominales sont quantifiées de façon optimale par rapport au nombre de dimensions spécifiées. Cette forme de codage optimal est une approche générale pour traiter les données qualitatives multivariées. Quelques éléments permettent de fixer les idées.

Soit une variable qualitative h_j définissant une matrice d'indicateurs binaires G_j avec n lignes et l_j colonnes, l_j étant le nombre de catégories. Les éléments h_{ij} définissent alors les éléments $g_{ir(j)}$ de la manière suivante : $h_{ij} = r$ implique $g_{ir(j)} = 1$; $h_{ij} \neq r$ implique $g_{ir(j)} = 0$, où $r = 1, \dots, l_j$ est l'indice indiquant le nombre de catégories de la variable j . Si les quantifications des catégories sont notées y_j , une variable transformée peut s'écrire $G_j y_j$, tandis qu'une somme pondérée de variables prédites serait $\sum_j b_j G_j y_j = Xb$, b_j étant un vecteur de coefficients de régression, et X un ensemble de variables explicatives de z . Dans ce cas, le codage optimal maximise la corrélation entre z et $\sum_j b_j G_j y_j$, pour des fonctions non linéaires appropriées. Ainsi, le processus de codage optimal transforme les variables qualitatives en variables quantitatives par les moindres carrés alternés, ce qui implique que des *relations non linéaires entre les variables* peuvent être spécifiées. Toutefois, il faut reconnaître que l'«optimalité» est relative, puisqu'elle est toujours issue d'une base de données particulière et d'un critère spécifique qui est optimisé.

L'analyse en composantes principales non linéaire avec codage optimal quantifie les objets – les cas, ménages ou individus – en attribuant à chacun une valeur spécifique, un score. Habituellement, les scores des objets – coordonnées des variables – sont normalisés de manière à avoir une moyenne nulle et une variance unitaire²². Par conséquent, la normalisation identifie les scores des variables comme les corrélations entre les variables et les p dimensions de l'espace inhérent aux objets. Dans ce contexte, la proportion de variance expliquée – représentée par les coordonnées du barycentre, les coordonnées vectorielles et le total – par chaque dimension, les corrélations entre composantes principales – dimensions – et variables initiales, et le graphe des coordonnées factorielles des actifs, permettent de porter une appréciation sur la validité du modèle²³.

Par ailleurs, l'élaboration de l'indice de bien-être des ménages, à partir de l'analyse en composantes principales non linéaire inhérente aux actifs, a pris en compte les économies d'échelle des ménages. En effet, l'identification du bien-être fondée sur la consommation ou les actifs doit, en principe, être associée à une échelle d'équivalence des ménages, afin de prendre en considération le moindre coût relatif des enfants et la présence éventuelle d'économies d'échelle. Il en est ainsi parce qu'un seuil de pauvreté approprié pour un ménage n'est pas nécessairement adapté pour un autre ménage. D'une part, la consommation d'un enfant n'est pas identique à celle d'un adulte. D'autre part, des familles nombreuses peuvent bénéficier d'économies d'échelle, par exemple lorsqu'il y a des achats groupés ou lorsque des infrastructures – cuisine – sont communes à plusieurs membres du ménage. En réalité, si la prise en compte d'une échelle d'équivalence apparaît nécessaire, il n'existe pas de consensus quant aux modalités de l'ajustement à opérer, ce qui signifie que la détermination d'un facteur d'échelle d'équivalence des ménages est laissée à l'appréciation des chercheurs en fonction des options analytiques disponibles²⁴. Néanmoins, l'absence d'échelle d'équivalence apparaît non fondée et peut générer des résultats biaisés. D'un côté, ne pas tenir compte de la taille de la famille – facteur d'économie d'échelle = 0 –, conduit à admettre que, par exemple, le seuil de pauvreté est le même pour une personne seule et une famille

²¹ Meulman [1998] présente les méthodes de qualification optimale pour l'analyse des données qualitatives, ainsi qu'une importante bibliographie sur cette question.

²² Cela permet de s'affranchir du problème des unités de mesure. Le terme général est alors pour la variable k : $(x_k - O_k)/s_k$, où s_k = écart type de k .

²³ L'analyse en composantes principales non linéaire est réalisée avec SPSS qui s'appuie sur l'utilisation du programme élaboré par le Data Theory Scaling System Group de l'université de Leiden aux Pays-Bas. En outre, la méthode de normalisation optimise l'association entre les variables.

²⁴ Deaton [1997].

de cinq personnes. De ce fait, le coût marginal de tous les membres additionnels au-delà du premier est nul, ce qui probablement induit une sous-estimation de l'étendue de la pauvreté des ménages élargis, relativement aux ménages de dimension réduite. D'un autre côté, un ajustement total – facteur d'économie d'échelle = 1 –, suggère que le seuil de pauvreté d'une famille de cinq personnes doit être cinq fois plus élevé que celui d'un ménage d'une seule personne. Dans ce cas, il n'existe pas d'économie d'échelle – chaque membre additionnel du ménage coûte autant que le premier – et il en résulte une surestimation de l'étendue de la pauvreté des ménages nombreux, relativement aux ménages de faible dimension. Aucune de ces positions extrêmes ne peut être défendue, et la recherche doit probablement s'efforcer de proposer un facteur d'ajustement compris entre ces deux extrémités.

Au Burkina Faso, pour diverses raisons, la pauvreté monétaire est officiellement fondée sur les dépenses de consommation *par tête* – comme cela a été précédemment explicité –, bien que d'autres investigations aient montré l'opportunité et l'impact considérable d'échelles d'équivalence alternatives²⁵. Dans ces conditions, la cohérence de la comparaison entre la pauvreté monétaire et non-monétaire implique l'intégration de cet ajustement total dans l'approche en termes d'actifs. Plus précisément, trois options de l'analyse en composantes principales non linéaire ont été mises en œuvre pour tenir compte d'échelles d'équivalence alternatives liées aux économies d'échelle des ménages²⁶. Premièrement, l'élaboration de l'indice de bien-être fondé sur les actifs *en l'absence d'économies d'échelle* a été réalisée en évaluant les avoirs des ménages – hors logement et confort – sur une base *per capita* – tableau A1 en annexe. Cette procédure comporte une part d'incertitude, dans la mesure où l'enquête prioritaire ne quantifie pas explicitement la disponibilité des avoirs de chaque ménage. Par contre, les autres actifs, liés au logement et confort, ont été appréhendés au niveau du ménage. Par conséquent, les variables des avoirs du ménage ont été initialement codées numériquement, tandis que les celles se rapportant au logement et confort demeuraient ordinales, comme l'exprime le tableau A1 en annexe. Dans ce cas, la variance totale expliquée – coordonnées du barycentre et vectorielles combinées – est de 26,1 et 7,4 pour cent, respectivement, les premier et deuxième facteurs. La figure A1, en annexe, affiche les coordonnées factorielles des actifs et montre que, pour la plupart d'entre eux, les corrélations entre la première composante et les variables initiales sont positives et relativement élevées²⁷. Deuxièmement, la prise en considération d'un facteur d'économie d'échelle égal à zéro – coût marginal nul de tous les membres supplémentaires au-delà du premier – a été effectué en ce que tous les paramètres d'accès aux actifs se réfèrent au *ménage*. De ce fait, toutes les variables sont à présent ordinales. Cette option analytique induit une variance expliquée de 27,3 et 7,5 pour cent, respectivement, pour les dimensions un et deux. En outre, le graphe des coordonnées factorielles des actifs – non affiché – montre que la majorité des corrélations entre la première composante et les variables initiales sont positives. Troisièmement, l'indice de bien-être a été calculé pour appréhender une situation intermédiaire aux précédentes, en considérant une élasticité taille ou coefficient d'échelle 2 de 0,53, dérivée de l'estimation d'une courbe d'Engel²⁸. Cette spécification conduit à générer des variables inhérentes aux avoirs du ménage sur une base numérique. Dans ce cas, 27,1 et 7,5 pour cent de la variance expliquée sont dus, respectivement, aux première et deuxième composantes, tandis que le graphe des coordonnées factorielles ressemble fortement à celui qui est affiché à la figure A1, en annexe – absence d'économies d'échelle.

Le tableau 1, affichant les caractéristiques des quintiles des ménages selon l'indicateur de bien-être et la nature de l'échelle d'équivalence utilisés, appelle plusieurs observations. En premier lieu, dans le cas des approches en termes d'actifs, les quintiles de bien-être des ménages sont déterminés à partir des scores générés par l'analyse en composantes principales. Ces derniers sont obtenus, pour chaque ménage, en effectuant la sommation des coordonnées des variables transformées inhérentes aux divers actifs. Soulignons que, dans la mesure où l'approche monétaire de la pauvreté constitue la référence à laquelle l'option analytique en termes

²⁵ Voir Lachaud [1999], [2000a] pour une analyse de l'impact des échelles d'équivalence sur la pauvreté et l'inégalité en Mauritanie et au Burkina Faso.

²⁶ Le coût relatif des enfants n'est pas considéré dans cette recherche.

²⁷ Sur les 29 paramètres pris en compte, 10 ont un coefficient de corrélation négatif – dont la moitié sont inférieurs à 0,13 et la moitié compris entre -0,40 et -0,75. Pour les 19 autres variables, 13 ont un coefficient de corrélation avec la première composante supérieur à 0,50. La longueur des lignes allant de l'origine aux variables indique la corrélation entre les composantes et les variables initiales.

²⁸ Voir Lachaud [2000a] pour cette estimation. Lors de l'estimation de la courbe d'Engel, $2 = d \log x / d \log n = (dx/x) / (dn/n)$ si x et n représentent, respectivement, les dépenses totales et la taille du ménage. De ce fait, les avoirs des ménages sont divisés par $(n^{0.53})$, au lieu de n , dans le cas de l'absence d'économies d'échelle.

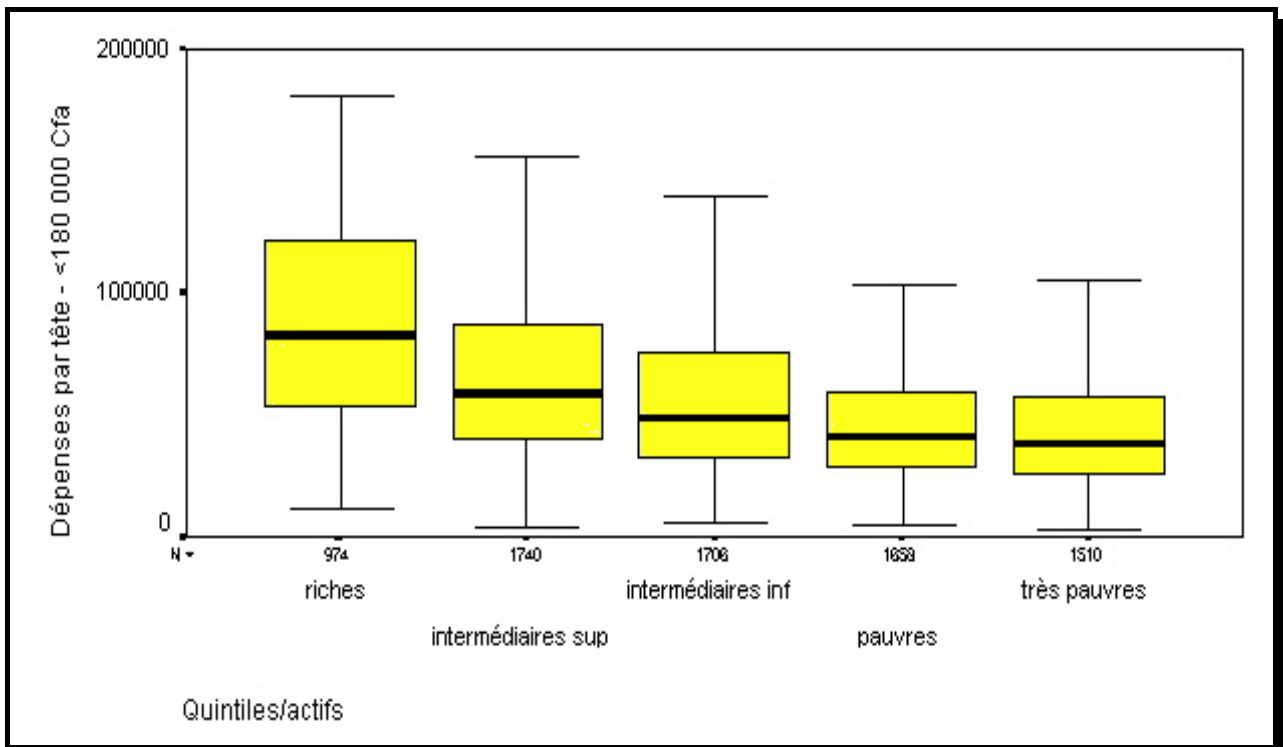


Figure 1 : Dépenses par tête moyennes selon les quintiles du niveau de vie en termes d'actifs - Burkina Faso 1994-95

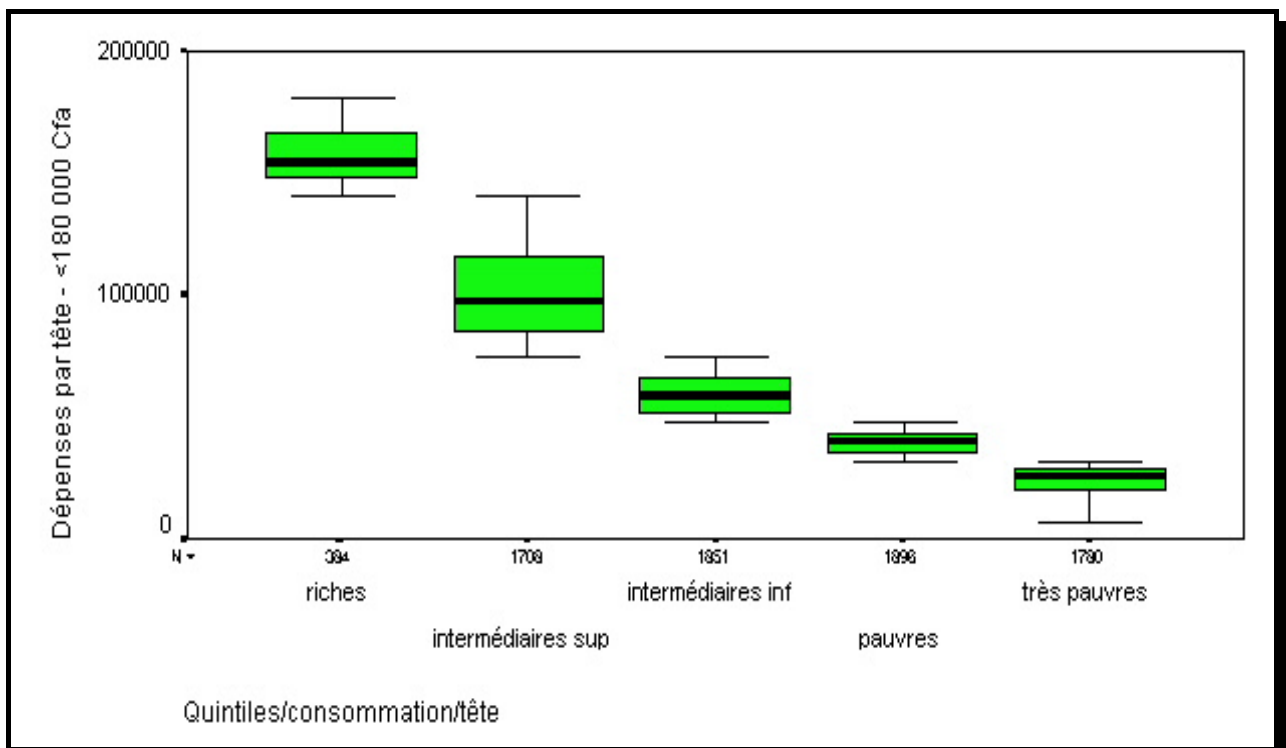


Figure 2 : Dépenses par tête moyennes selon les quintiles du niveau de vie monétaire - Burkina Faso 1994-95

d'actifs est comparée, seules les caractéristiques des quintiles des ménages inhérents à la consommation *par tête* – absence d'économies d'échelle – sont spécifiés.

En deuxième lieu, les distributions des dépenses moyennes des ménages issues des approches monétaires et non-monétaires sont sensiblement différentes. En effet, si les dépenses moyennes croissent selon les quintiles,

Tableau 1 : Statistiques descriptives selon les quintiles des ménages – Burkina Faso 1994-95

Paramètre Indicateur/statistiques	Quintiles des ménages ¹					Ensemble
	1 -Très pauvres	2 -Pauvres	3 - Intermédiaires inférieurs	4 - Intermédiaires supérieurs	5 - Riches	
Consommation par tête – facteur d'économie d'échelle = 1 ; seuil de pauvreté = 41 099 F.Cfa						
Limite supérieure ²	31 939	47 499	74 261	140 472	5 846 859	5 846 859
Limite inférieure ²	3 355	33 944	47 519	74 304	140 520	3 335
Niveau de vie moyen ²	23 840	39 215	59 199	100 862	347 411	102 206
Ecart type ²	5 562	4 473	7 828	18 715	356 756	181 282
Moyenne tronquée 5% ²	24 141	39 167	59 071	100 329	291 740	75 943
Médiane ²	24 972	39 012	58 173	97 100	236 268	54 524
Asymétrie (erreur type) ³	-0,68 (0,06)	0,13 (0,06)	0,27 (0,06)	0,41 (0,06)	5,71 (0,07)	9,93 (0,03)
Aplatissement (erreur type) ²	-0,16 (0,11)	-1,16 (0,11)	-1,15 (0,11)	-0,99 (0,11)	54,4 (0,13)	181,02 (0,05)
Dimension des ménages	10,6	8,8	7,2	6,7	4,9	7,8
Proportion d'individus	0,281	0,249	0,198	0,171	0,101	1,000
Actifs des ménages – facteur d'économie d'échelle = 1						
Limite supérieure ²	1 150 644	1 156 690	878 231	1 506 339	5 846 859	5 846 859
Limite inférieure ²	3 355	4 857	5 491	4 063	11 087	3 335
Niveau de vie moyen ²	55 163	57 014	71 717	85 937	246 611	102 206
Ecart type ²	59 006	55 905	75 545	87 648	352 847	181 282
Moyenne tronquée 5% ²	47 012	49 402	61 142	73 757	193 601	75 943
Médiane ²	38 435	41 192	49 649	62 849	137 224	54 524
Asymétrie (erreur type) ²	5,59 (0,06)	5,83 (0,05)	4,89 (0,06)	5,46 (0,06)	5,63 (0,06)	9,93 (0,03)
Aplatissement (erreur type) ²	59,53 (0,12)	64,25 (0,12)	35,55 (0,11)	51,85 (0,11)	53,91 (0,12)	181,02 (0,05)
Dimension des ménages	11,4	9,0	7,5	6,1	5,2	7,8
Proportion d'individus	0,267	0,231	0,203	0,172	0,127	1,000
Actifs des ménages – facteur d'économie d'échelle = 0						
Limite supérieure ²	737 836	1 103 462	1 168 522	1 098 254	5 846 859	5 846 859
Limite inférieure ²	3 335	5 473	4 342	8 031	15 362	3 335
Niveau de vie moyen ²	51 747	58 129	71 719	97 920	253 607	102 206
Ecart type ²	44 169	55 452	82 160	103 762	363 240	181 282
Moyenne tronquée 5% ²	46 142	50 759	59 457	92 713	198 076	75 943
Médiane ²	51 742	43 554	48 649	66 642	144 197	54 524
Asymétrie (erreur type) ²	5,06 (0,06)	5,66 (0,05)	5,22 (0,06)	3,74 (0,06)	5,58 (0,06)	9,93 (0,03)
Aplatissement (erreur type) ²	47,31 (0,12)	59,13 (0,11)	41,06 (0,11)	20,33 (0,12)	51,78 (0,13)	181,02 (0,05)
Dimension des ménages	6,0	7,2	8,0	8,9	8,7	7,8
Proportion d'individus	0,133	0,215	0,226	0,230	0,196	1,000
N pondéré	1724	1703	1729	1720	1720	8596

(1) Chaque quintile englobe 20 pour cent de ménages ; (2) F.Cfa par tête et par an ; (3) Le rapport entre le coefficient de symétrie ou d'aplatissement et l'erreur type constitue un test de normalité de la distribution – normalité de la distribution rejetée si le rapport est inférieur à -2 ou supérieur à 2.

quels que soient le mode de stratification des ménages et la nature de l'échelle d'équivalence adoptés, elles sont beaucoup plus dispersées dans les quintiles des ménages déterminés par le critère des actifs. Par exemple, dans chaque quintile des approches en termes d'actifs, le rapport de l'écart type à la moyenne des dépenses est la plupart du temps supérieur à un, alors qu'il n'est que de l'ordre de 0,2 – sauf dans le quintile le plus élevé – lorsque les ménages sont stratifiés à l'aide de la consommation. D'ailleurs, dans ce dernier cas, la médiane est toujours inférieure à celle des premiers pour les quintiles du bas ; l'inverse prévaut pour les quintiles du haut. De même, les coefficients d'aplatissement et d'asymétrie sont toujours plus élevés pour les strates de ménages classés à l'aide des actifs, comparativement à celles qui ont été générées à partir des dépenses. On notera aussi que le test de normalité des distributions des quintiles est systématiquement non-significatif en présence de

stratification des ménages émanant de l'analyse en composantes principales²⁹. Les diagrammes à moustache – figures 1 et 2 – illustrent bien l'hétérogénéité des distributions³⁰.

En troisième lieu, les informations affichées au tableau 1 mettent en évidence un différentiel d'évolution de la taille des ménages en fonction du niveau de vie. En effet, indépendamment du mode d'appréhension du bien-être, la taille des ménages *diminue* avec le niveau de vie en l'absence d'économies d'échelle – facteur d'échelle = 1. D'ailleurs, les résultats des approches monétaires et non-monétaires sont relativement proches. Par contre, lorsque l'analyse en composantes principales admet que le coût marginal de tous les membres additionnels au-delà du premier est nul – facteur d'échelle = 0 –, la dimension des familles est *positivement reliée à leur niveau de vie*. En fait, un tel résultat était attendu. Des analyses antérieures de ce type, menées sur le même pays, ont montré que le ratio de pauvreté croît avec la dimension des ménages lorsque l'élasticité-taille est comprise entre 1,0 et 0,6 – figure A2, en annexe. Au-delà, la relation commence à s'inverser. Ainsi, pour les valeurs de l'élasticité-taille situées entre 0,2 et 0,4, la figure A2 met en évidence l'absence de relation inverse entre l'incidence de la pauvreté et la dimension des ménages³¹. En d'autres termes, pour ces valeurs de l'élasticité, les familles les plus nombreuses ne sont pas les plus pauvres. De telles conclusions appellent une certaine prudence quant aux choix méthodologiques alternatifs en ce qui concerne l'appréhension du niveau de vie.

3. Dépenses versus actifs : corrélation des approches de la pauvreté

Les statistiques descriptives, affichées au tableau 1, appellent une analyse de la corrélation entre les approches de la pauvreté. Dans cette optique, on examinera successivement la cohérence d'identification de la pauvreté des ménages selon les approches monétaire et non-monétaire, et le degré d'indépendance et de liaison de cette association.

1. Cohérence d'identification des ménages et analyse des correspondances

Le tableau 2 présente la corrélation des différentes approches de la pauvreté en termes d'actifs avec la privation monétaire par rapport à la consommation par tête. On rappelle que le ratio de pauvreté monétaire – 34,6 et 44,5 pour cent, respectivement, pour les ménages et les individus en 1994-95 –, constitue l'élément de référence pour comparer le classement des ménages selon les actifs. Ainsi, le pourcentage de la population correctement classée, *par rapport à la pauvreté monétaire fondée sur les dépenses par tête*, est affiché dans la partie haute du tableau 2. A cet égard, plusieurs observations peuvent être formulées.

Premièrement, en l'absence d'économies d'échelle, l'approche du bien-être en termes d'accès aux actifs du ménage, issue de l'analyse en composantes principales non linéaire avec codage optimal, permet d'identifier 53,1 et 60,2 pour cent, respectivement, des ménages et des individus classés pauvres par rapport au critère des dépenses par tête. Cela correspond à 18,4 et 26,8 pour cent de la population totale, respectivement, des ménages et des individus. En d'autres termes, parmi les 34,6 pour cent de ménages pauvres en termes monétaires, un peu plus de la moitié sont classés dans le bas de la distribution du bien-être relatif aux actifs considérés. De même, près des deux tiers des individus localisés dans les ménages les plus défavorisés par rapport aux actifs sont simultanément pauvres en termes de consommation par tête. On remarquera que la proportion des non-pauvres correctement identifiés est sensiblement supérieure : respectivement, 75,3 et 68,1 pour cent des ménages et des personnes – soit 49,2 et 37,8 pour cent des populations totales respectives. Par conséquent, l'approche en termes

²⁹ Voir la note (3) du tableau 1.

³⁰ On rappelle que la boîte grisée mesure l'écart entre les 25^{ème} et 75^{ème} percentiles de la distribution. Le trait intérieur indique la médiane. Les moustaches se réfèrent à la plus grande (petite) observation qui n'est pas une valeur extérieure – plus de 1,5 fois la longueur de la boîte à partir du 75^{ème} (25^{ème}) percentile. Les valeurs extérieures et extrêmes – plus de trois fois la longueur de la boîte – ne sont pas affichées sur le graphique. Les dépenses par tête affichées sont limitées à 180 000 F.Cfa, soit 88,3 pour cent des ménages.

³¹ Lachaud [2000c].

Tableau 2 : Corrélation des différentes approches de la pauvreté en termes d'actifs avec la consommation par tête - facteur d'échelle = 1 - Burkina Faso 1994-95

Approche de la pauvreté		Pauvreté monétaire : 34,6% des ménages/44,5% des individus ¹						
Paramètre		Accès aux actifs - facteur d'échelle=0 ²		Accès aux actifs - échelle d'équivalence ³		Accès aux actifs - facteur d'échelle=1 ²		
		Ménages ¹⁰	Individus ¹⁰	Ménages	Individus	Ménages	Individus	
Pourcentage de la population correctement identifiée	Pauvres :							
	% pauvres ⁴	41,7 [48,4]	52,7 [57,9]	48,3	57,1	53,1	60,2	
	% total	14,4 [16,7]	23,5 [25,8]	16,7	25,4	18,4	26,8	
	Non-pauvres :							
	% non-pauvres ⁴	68,8 [72,9]	62,0 [66,1]	72,8	65,6	75,3	68,1	
	% total	45,0 [47,7]	34,4 [36,7]	47,6	36,4	49,2	37,8	
	Total ⁹	59,4 [64,4]	57,9 [62,5]	64,3859	61,8	67,8859	64,6	
	N pondéré	8590	66 693		66 693		66 693	
	Statistiques							
	<i>Tests d'indépendance⁵ :</i>							
Chi ² Pearson		391,4 [92,1]	1437,3 [3827,7]	383,4	3450,4	694,1	5340,7	
(Seuil de signification)		(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	
<i>Mesures symétriques : ordinal</i>								
Tau-B de Kendall		0,104 [0,213]	0,147 [0,240]	0,211	0,227	0,284	0,283	
(Seuil de signification) ⁶		(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	
Kappa		0,104 [0,213]	0,147 [0,240]	0,211	0,227	0,284	0,283	
(Seuil de signification) ⁷		(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	
<i>Risque⁸ :</i>								
Risques relatifs (pauvres & non-pauvres/accès actifs)								
Risques relatifs (pauvres /accès actifs)		1,572 [2,526]	1,817 [2,671]	2,503	2,543	3,453	3,229	
Risques relatifs (non-pauvres /accès actifs)		1,336 [1,784]	1,387 [1,708]	1,774	1,662	2,147	1,887	
<i>Corrélations - dépenses/tête par ménage & scores des ménages en termes d'actifs</i>		0,848 [0,706]	0,763 [0,638]	0,709	0,653	0,622	0,585	
Corrélation de Pearson								
(Seuil de signification)		0,394 [-0,504]	0,367 [-0,496]	0,491	0,484	0,563	0,551	
Corrélation de Spearman								
(Seuil de signification)		0,244 [-0,456]	0,255 [-0,433]	0,396	0,389	0,465	0,425	
		(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	

(1) Incidence de la pauvreté monétaire obtenue à l'aide d'une ligne de pauvreté de 41 099 F.Cfa par tête et par an - Lachaud [1997] ; (2) Lorsque le facteur d'économie d'échelle est égal à zéro, on ne tient pas compte de la taille des ménages, ce qui implique un coût marginal de tous les membres additionnels au-delà du premier nul. Par contre, un facteur d'économie d'échelle de un signifie que chaque membre additionnel du ménage compte autant que le premier - division par la taille du ménage; (3) L'échelle d'équivalence est : $(N)^{0,5}$, où N = nombre de personnes dans le ménage - Lachaud [2000a] ; (4) Pourcentage par rapport aux : (i) ménages : ensemble des ménages pauvres - 34,6 pour cent - ou non-pauvres - 65,4 pour cent -, identifiés par la consommation par tête ; (ii) individus : ensemble des personnes pauvres - 44,5 pour cent - ou non-pauvres - 55,5 pour cent -, identifiés par la consommation par tête ; (5) Le nombre de degrés de liberté $[(r-1)(c-1)]$ est égal à l' puisque le tableau de contingence comporte deux colonnes - pauvres et non-pauvres ; (6) Des mesures symétriques, basées sur les corrélations ou les cas concordants, peuvent être utilisées lorsque les deux variables inhérentes au niveau de vie - consommation par tête et scores des actifs - ont des catégories *ordinales* - pauvres et non-pauvres. Le coefficient Tau-B de Kendall est une mesure fondée sur les couples de cas concordants, discordants ou liés - un couple de cas est concordant si les valeurs des deux variables pour un cas sont supérieures (ou inférieures) aux valeurs correspondantes pour l'autre cas ; le couple de cas est discordant si la valeur d'une variable pour un cas est plus grande que la valeur correspondante pour l'autre cas, et inversement pour la seconde variable ; lorsque les deux cas ont des valeurs identiques pour une ou deux variables, ils sont liés ; par conséquent, si les rangs d'une variable tendent à s'accroître avec ceux de l'autre variable, la majorité des couples sont concordants; (7) Le coefficient de Kappa, compris en 0 et 1, teste si le nombre de cas dans la diagonale du tableau de contingence - les cas appartenant à la même catégorie - diffère du nombre de cas escomptés - une valeur inférieure à 0,4 indique un faible accord ; (8) Soient, parmi les pauvres en termes de consommation, p1 et p2 les nombres de ceux qui sont, respectivement, pauvres et non-pauvres par rapport aux actifs. De même, parmi les non-pauvres en termes de consommation, np1 et np2 les nombres de ceux qui sont, respectivement, pauvres et non-pauvres par rapport aux actifs. Lorsque l'on considère la pauvreté par rapport à la consommation, le risque est : $r_1 = p_1/(p_1+np_1)$ et $r_2 = p_2/(p_2+np_2)$, et le risque relatif s'obtient : $re = r_1/r_2$. Les intervalles de confiance ne sont pas indiqués. (9) Somme des pourcentages des totaux des pauvres et des non-pauvres; (10) Les résultats entre crochets se réfèrent à l'analyse en composantes principales où toutes les variables sont ordinales.

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

d'actifs, incorporant un facteur d'échelle unitaire, permet d'identifier correctement les deux tiers des ménages - ou des individus - considérés comme pauvres et non-pauvres par le critère monétaire³².

Deuxièmement, le tableau 2 montre que le pourcentage de population - ménages ou individus - correctement identifiée diminue avec la valeur du coefficient d'économie d'échelle ou élasticité taille 2. Ce résultat est tout à fait logique, dans la mesure où le bien-être monétaire de la population de référence est évalué

³² Un résultat similaire est obtenu par Glewwe, van der Gaag [1988] dans les zones urbaines de Côte d'Ivoire, en utilisant les critères de la scolarisation adulte ou de la surface au sol par tête. Toutefois, ces deux critères ne permettent d'identifier que 13 pour cent environ de la population totale des ménages pauvres. Dans les zones rurales, les résultats obtenus sont un peu inférieurs.

sur une base per capita – en l'absence d'économies d'échelle. Ainsi, le pourcentage de ménages pauvres correctement identifiés est successivement de 41,7, 48,3 et 53,1 pour cent lorsque 2 prend les valeurs 0, 0,53 et 1. Pour les individus, les proportions respectives sont de 52,7, 57,1 et 60,2 pour cent. S'agissant des populations non-pauvres, un résultat analogue est obtenu. De ce fait, l'analyse en termes d'actifs permet d'identifier correctement 59,4, 64,3 et 67,8 pour cent des ménages – 57,9, 61,8 et 64,6 pour cent des individus – considérés comme pauvres et non-pauvres par le critère monétaire, selon que l'élasticité-taille 2 prend les valeurs 0, 0,53 et 1.

Troisièmement, la cohérence entre la pauvreté monétaire et le dénuement par rapport aux actifs, précédemment spécifiée, dépend en partie de la méthode d'analyse adoptée. En effet, les écarts d'identification indiqués sont quelque peu atténués lorsque l'analyse en composantes principales non linéaire avec codage optimal considère que, dans le cas où le facteur d'échelle équivaut à zéro, toutes les variables sont ordinales – résultats entre crochets, tableau 2. Par exemple, parmi les 34,6 pour cent de ménages pauvres en termes monétaires, 48,4 pour cent – au lieu de 41,7 pour cent – et 48,3 pour cent sont classés dans le bas de la distribution du bien-être relatif aux actifs, lorsque 2 prend successivement les valeurs 0 et 0,53, et que, dans le premier cas, tous les paramètres du modèle ont un niveau ordinal – au lieu d'une combinaison de niveaux numérique et ordinal³³.

En définitive, dans le cas du Burkina Faso, l'examen de la cohérence d'identification des ménages pauvres – et non-pauvres – selon les critères des dépenses et des actifs aboutit à trois conclusions. Tout d'abord, un recoupement de l'ordre de la moitié des ménages et de près des deux tiers des individus apparaît insuffisant pour considérer que les deux méthodes sont parfaitement substituables. Bien que ce jugement comporte un aspect normatif, dans la mesure où la référence est la consommation par tête, il semble que la stratification socio-économique des ménages par rapport à l'accès aux actifs soit davantage fondée sur des éléments pragmatiques que conceptuels. En d'autres termes, cette option analytique peut être adoptée lorsque la consommation des ménages n'est pas répertoriée, ce qui est le cas de la plupart des enquêtes démographiques et de santé. Ensuite, la cohérence d'identification de la pauvreté selon les options analytiques alternatives implique également une cohérence de ces dernières quant à l'appréhension du bien-être des ménages et des individus. Cela signifie que, quelle que soit l'approche adoptée, l'analyse doit être fondée sur une échelle d'équivalence identique. Enfin, si l'analyse en composantes principales non linéaire avec codage optimal offre des opportunités d'investigation accrues, notamment par rapport aux différents niveaux de codage des variables, les choix adoptés peuvent avoir des conséquences sensibles quant aux résultats obtenus.

On peut tenter d'appréhender différemment les informations affichées au tableau 2 – partie haute – à l'aide d'une analyse des correspondances. Dans ce cas, en l'absence d'économies d'échelle, le tableau de contingence stratifie les ménages comme suit : (i) par rapport à la consommation par tête : pauvres, intermédiaires et non-pauvres – 30 pour cent du haut de la distribution ; (ii) en termes d'accès aux actifs : quintiles de la distribution des ménages selon les coordonnées des variables transformées de l'analyse en composantes principales – très pauvres, pauvres, intermédiaires inférieurs, intermédiaires supérieurs et riches. La figure 3 indique les éléments du diagramme en deux dimensions – scores des lignes et des colonnes – de l'analyse des correspondances produite par une normalisation canonique. Cette dernière est utilisée afin de mettre en évidence les similitudes ou les différences entre les strates des ménages par rapport aux dépenses et aux actifs³⁴. L'interprétation de la figure 3 est assez simple puisqu'elle montre les relations entre les deux variables : les points qui sont proches ont une plus grande similitude que ceux qui sont éloignés. Ainsi, on peut observer que les ménages «pauvres» par rapport aux dépenses sont proches des «très pauvres» en termes d'actifs, alors que les «non-pauvres» – dépenses – se positionnent près des «riches» – actifs. De même, les intermédiaires – dépenses – sont entre les «intermédiaires supérieurs et inférieurs» – actifs –, ce qui est logique. D'ailleurs, si l'on trace depuis l'origine une ligne joignant chaque point-colonne – strates monétaires des ménages – et que l'on effectue sur ces lignes une projection orthogonale des points-lignes – strates des ménages par rapport aux actifs –, la distance de l'intersection de ces deux lignes aux points-colonnes donne une indication de la liaison des deux variables. Par exemple, si l'on trace une ligne X'X allant de l'origine aux «non-pauvres» – dépenses – (NP), et que l'on abaisse une perpendiculaire sur cette ligne depuis chaque point relatif aux diverses strates en termes

³³ On notera que l'intégration du cheptel donne des résultats inférieurs.

³⁴ Alors qu'avec une normalisation selon les rangs ou les colonnes, on maximise les distances entre les catégories inhérentes aux rangs ou aux colonnes, dans ce cas, l'inertie – somme pondérée de toutes les distances au centroïde divisée par la somme de toutes les cellules dans le tableau de correspondance – influence de manière symétrique les scores-rangs et les scores-colonnes.

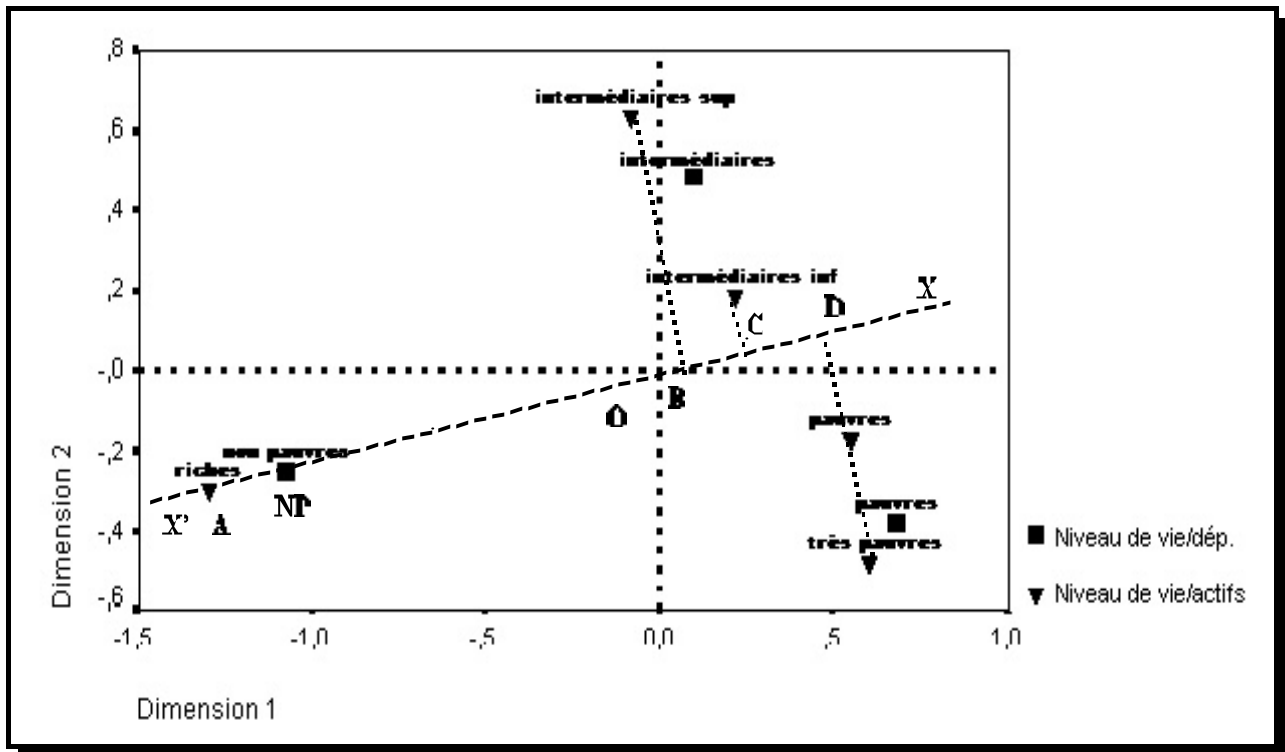


Figure 3 : Analyse des correspondances : niveaux de vie monétaire et en termes d'actifs - Burkina Faso 1994-95

d'actifs, les distances entre NP et les intersections liées aux «riches» ou aux «intermédiaires» sont plus faibles que celles entre NP et les «très pauvres» – ANP < BNP < CNP < DNP. Toutefois, on remarquera que les projections orthogonales à partir des «très pauvres» et des «pauvres» sur X'X sont quasiment confondues en D, ce qui confirme le recoupement imparfait des strates des ménages identifiées selon les deux approches.

2. Tests statistiques d'indépendance et d'association

L'examen des pourcentages en lignes et en colonnes des tableaux de contingence, ainsi que l'analyse des correspondances, constituent une première étape dans l'étude des relations entre deux variables, en l'occurrence les ménages ou les individus, pauvres et non-pauvres, appréhendés selon les dépenses et les actifs. Néanmoins, cette approche ne permet pas de quantifier ou de tester ces relations. Par conséquent, dans une deuxième phase, il est souhaitable de considérer différents indices susceptibles d'appréhender l'étendue de cette association, et de tester l'hypothèse de la non-association. Dans la présente étude, plusieurs statistiques sont présentées.

Premièrement, le test du χ^2 de Pearson permet de tester l'indépendance des variables d'un tableau de contingence. Puisque la valeur de ce coefficient dépend du nombre de lignes et de colonnes du tableau, on doit considérer les degrés de liberté de ce dernier³⁵. Dans le cas des résultats figurant au tableau 2, il y a un degré de liberté³⁶, et la valeur du χ^2 en l'absence d'économies d'échelle est de 694,1. Si les variables liées aux deux approches de la pauvreté – dépenses et actifs – étaient indépendantes, la probabilité qu'un échantillon aléatoire impliquant un χ^2 d'au moins cette ampleur serait inférieure à 0,00. Cette probabilité est aussi le niveau de signification observé. De ce fait, compte tenu de la valeur de ce dernier, affichée au tableau 2, l'hypothèse

³⁵ Les degrés de liberté peuvent être considérés comme le nombre de cellules d'un tableau qui peuvent être arbitrairement remplies lorsque les totaux en lignes et en colonnes sont fixes. Pour un tableau de LxC, les degrés de liberté sont (L-1)x(C-1), puisque lorsque (L-1) lignes et (C-1) colonnes sont remplies. Les fréquences des lignes et colonnes résiduelles doivent être choisies de telle manière que les totaux soient maintenus.

³⁶ Les lignes et les colonnes se réfèrent aux catégories des pauvres et non-pauvres appréhendés selon les deux approches.

d'indépendance des deux variables est à rejeter³⁷. Ce résultat prévaut quel que soit le facteur d'échelle considéré, bien que la valeur du Chi² augmente avec celle de l'élasticité taille 2. En outre, l'importance du Chi² dépend non seulement de la qualité de l'estimation, mais également de la taille de l'échantillon. Ainsi, le tableau 2 affiche des valeurs du Chi² – statistiquement significatives – bien supérieures lorsque le test est effectué à partir de l'échantillon des individus. Par ailleurs, le Chi² du rapport des vraisemblances – non affiché au tableau 2 – montre que, pour de grands échantillons comme l'enquête prioritaire, la valeur de ce test est proche du Chi² de Pearson.

Deuxièmement, certains indices tentent de quantifier les relations entre variables inhérentes aux tableaux de contingence³⁸. Dans le cas présent, trois types de mesures d'association sont présentés.

Tout d'abord, des mesures symétriques, basées sur les corrélations ou les cas concordants, peuvent être utilisées lorsque les deux variables inhérentes au niveau de vie – consommation par tête et scores des actifs – ont des catégories *ordinales* – pauvres et non-pauvres. Le coefficient Tau-B de Kendall est une mesure fondée sur les couples de cas concordants, discordants ou liés³⁹, tandis que le coefficient de Kappa, compris en 0 et 1, teste si le nombre de cas dans la diagonale du tableau de contingence – les cas appartenant à la même catégorie – diffère du nombre de cas escomptés. Bien que les deux coefficients soient significatifs, le degré d'association entre classement des ménages par rapport aux dépenses et aux actifs – croissant avec l'élasticité taille 2 – est très imparfait. Le Tau-B de Kendall montre que la majorité des cas ne sont pas concordants, tandis que la valeur identique du coefficient Kappa, inférieure à 0,4 dans tous les cas de figure, indique un faible accord. Ensuite, le risque⁴⁰. Le tableau 2 montre que, pour les ménages pauvres en termes d'actifs, le *risque relatif* – par rapport aux non-pauvres – d'être pauvres sous l'angle monétaire croît avec l'élasticité taille 2. Par exemple, en l'absence d'économies d'échelle, les chances de dénuement monétaire sont environ 3,4 fois plus élevées pour les ménages pauvres en termes d'actifs, comparativement aux non-pauvres identifiés selon la même optique. Or, ces chances se réduisent à 1,6 en présence d'un facteur d'échelle égal à zéro⁴¹. De même, en l'absence d'économies d'échelle, les risques relatifs sont de 2,1 et 0,6 lorsque la pauvreté et la non-pauvreté monétaires sont, respectivement, considérées comme l'événement. Cela signifie qu'en termes d'actifs, les pauvres ont environ deux fois plus de chance que les non-pauvres d'être pauvres par rapport à la consommation par tête. En même temps, ils ont presque deux fois moins de chance d'être non-pauvres, une proportion qui est cette fois inversement reliée au coefficient d'échelle 2. Enfin, deux autres tests peuvent être calculés. D'une part, le coefficient de Pearson indique une corrélation linéaire positive entre les dépenses par tête des ménages et les scores issus de l'analyse en composantes principales⁴². Cette dernière est de 0,563 et 0,551, respectivement, pour les ménages et les individus en l'absence d'économies d'échelle, des valeurs qui sont quasiment divisées par deux en présence d'un facteur d'échelle nul. D'autre part, le coefficient de Spearman mesure la corrélation entre les rangs des variables ordinales, lorsque toutes les valeurs sont rangées de la plus petite – pauvres – vers la plus grande – non-pauvres. En général, le coefficient de Spearman est moins élevé que celui de Pearson, mais la tendance précédente prévaut.

³⁷ Par ailleurs, certaines conditions doivent être remplies pour que le Chi² constitue une bonne approximation de la distribution : les valeurs attendues ne doivent pas être trop faibles, et les données doivent être issues d'échantillons aléatoires. Dans ce contexte, on peut utiliser le coefficient de correction pour continuité de Yates, et le test exact de Fisher, lorsque la taille d'un échantillon d'un tableau 2x2 est inférieure à 20.

³⁸ Mais, il est important de souligner qu'il n'existe pas de mesure simple résumant toutes les situations possibles d'association. Les mesures varient dans leur interprétation et elles sont affectées par la structure des lignes et des colonnes. Une mesure particulière peut avoir une faible valeur pour une table donnée, non parce que les deux variables ne sont pas liées, mais parce que la sensibilité de la mesure appréhende difficilement cette association.

³⁹ Un couple de cas est concordant si les valeurs des deux variables pour un cas sont supérieures (ou inférieures) aux valeurs correspondantes pour l'autre cas ; le couple de cas est discordant si la valeur d'une variable pour un cas est plus grande que la valeur correspondante pour l'autre cas, et inversement pour la seconde variable ; lorsque les deux cas ont des valeurs identiques pour une ou deux variables, ils sont liés ; par conséquent, si les rangs d'une variable tendent à s'accroître avec ceux de l'autre variable, la majorité des couples sont concordants.

⁴⁰ Voir note (8) tableau 2.

⁴¹ On notera que le risque relatif croît fortement lorsque toutes les variables sont ordinales.

⁴² La corrélation est négative lorsque les variables de l'analyse en composantes principales sont ordinales, les valeurs les plus élevées étant attribuées aux catégories indiquant l'existence d'un actif ou la moindre précarité. De ce fait, plus la consommation par tête croît, moins l'indice de bien-être est élevé.

Ainsi, les coefficients d'indépendance et d'association qui ont été examinés confirment l'existence d'une dépendance entre, d'une part, le bien-être des ménages ou des individus par rapport à l'accès aux actifs et, d'autre part, le niveau de vie appréhendé dans l'optique monétaire. En même temps, ils vérifient l'imperfection de cette relation, compte tenu des valeurs affichées dans la partie basse du tableau 2.

4. *Dépenses versus actifs : comparaison des déterminants de la pauvreté*

La conclusion préliminaire, précédemment avancée, selon laquelle l'identification du bien-être des ménages ou des individus par rapport à l'accès aux actifs, a plus de fondements pragmatiques que conceptuels, semble renforcée par l'analyse des déterminants de la pauvreté.

1. Les options économétriques⁴³

Supposons que le niveau de bien-être des ménages i soit appréhendé par un indice inhérent aux dépenses réelles par tête ou aux scores des actifs – D_i – $i = 1$ à n –, et que les caractéristiques des familles puissent être repérées par le vecteur X_i . Dans cette optique, on peut chercher à déterminer des paramètres inhérents à chaque segment de la distribution du bien-être à partir d'un ensemble de régressions. L'idée est de représenter une distribution empirique du niveau de vie des ménages par une forme fonctionnelle suffisamment adaptée aux objectifs de l'analyse.

Dans cette optique, les modèles probabilistes peuvent révéler une certaine fécondité pour expliquer le niveau de vie des ménages. Par exemple, la distribution du bien-être étant segmentée en quintiles, il est possible de déterminer la probabilité qu'un ménage, ayant des caractéristiques spécifiques, soit localisé dans une strate donnée. Par ailleurs, les distributions étant issues des deux approches différentes – dépenses et actifs –, l'objectif de l'analyse est de comparer les probabilités estimées.

A cet égard, le modèle logistique multinomial peut être utilisé, en supposant que les termes aléatoires ont une distribution logistique. Cette approche étant à présent familière, quelques brefs rappels seront uniquement indiqués.

Soit Q , la variable de sélection identifiant les quintiles de la distribution des dépenses réelles par tête des ménages ou des scores des divers actifs D_i , prenant les valeurs $0, 1, \dots, j$, avec $j=4$. Le modèle de détermination de Q est :

$$\text{Prob}[Q_i = j] = \frac{\exp(\beta_j' X_i)}{1 + \sum_{j=1}^J \exp(\beta_j' X_i)} \quad [1]$$

Dans l'équation [1], i et j sont les indices, respectivement, des ménages et des choix, tandis que β représente le vecteur des paramètres à estimer liés aux caractéristiques X_i . En outre, on impose la normalisation $\beta_0 = 0$, d'où $J-1$ paramètres à estimer⁴⁴.

L'utilisation d'un tel modèle présente deux avantages. Premièrement, dans le cas présent, le modèle évite le problème de l'indépendance des options non pertinentes – ou IIA –, puisque le nombre des segments du niveau de vie est fixé⁴⁵. Deuxièmement, il est possible d'effectuer des simulations en estimant les probabilités d'appartenance des ménages à un segment donné du niveau de vie en fonction de la variation des caractéristiques des ménages ou des personnes qui les dirigent. Néanmoins, cette modélisation suppose l'exogénéité des groupes socio-économiques auxquels appartiennent les ménages⁴⁶.

⁴³ La présente approche suit en partie celle adoptée dans Lachaud [2000d].

⁴⁴ Diamond, Simon, Warner [1990] utilisent un modèle comparable.

⁴⁵ L'intérêt de cette approche est également de pouvoir opérer la relation avec l'indice de Gini et d'autres mesures de l'inégalité. Toutefois, l'étude présente exclut cette analyse. Voir sur ce point Diamond, Simon, Warner [1990].

⁴⁶ Voir Lachaud [2000d] pour une approche prenant en compte l'endogénéité des choix sectoriels.

2. Estimations logistiques et distribution du niveau de vie

Les tableaux 3 et A2, en annexe, affichent les effets marginaux des estimations logistiques multinomiales – équation [1] – des distributions du niveau de vie selon les quintiles, par rapport aux dépenses et aux actifs des ménages, respectivement, en l’absence et en présence d’économies d’échelle⁴⁷. A cet égard, plusieurs observations peuvent être présentées – la plupart des facteurs pris en compte étant statistiquement significatifs⁴⁸.

En premier lieu, en l’absence d’économies d’échelle, les approches des dépenses et des actifs mettent en évidence des *déterminants communs de la pauvreté des ménages*. Premièrement, le tableau 3 montre que, indépendamment de la méthode d’identification du bien-être, lorsque l’on contrôle par la localisation géographique, la démographie, l’offre de travail et le statut économique, l’éducation est un puissant facteur de réduction de la pauvreté, notamment lorsque les individus ont accès au niveau d’éducation secondaire. En effet, selon l’approche des dépenses, si la probabilité relative d’être dans le premier quintile de la distribution du niveau de vie ne diminue que de 0,053 environ lorsque le chef de ménage possède le niveau d’instruction primaire, elle est réduite de 0,207 et 0,167, respectivement, pour les premier et second cycles – y compris la formation professionnelle. En réalité, s’agissant de l’optique des actifs, les effets marginaux – variations de probabilité relative consécutives à la variation d’une unité d’un facteur – relatifs aux premiers quintiles ne sont pas tous significatifs – notamment le primaire –, et leur ampleur est beaucoup plus faible, comparativement aux dépenses, une situation qui contraste avec la configuration des variations de probabilité du dernier quintile. On notera que, pour les deux approches, la valeur relative des effets marginaux est inversement reliée au niveau d’instruction. Il est vrai que beaucoup de diplômés du secondaire deuxième cycle et du supérieur sont au chômage. Ainsi, l’approche des dépenses et des actifs met en évidence l’importance de l’instruction dans l’explication de la pauvreté, bien que, dans le second cas, son rôle soit quelque peu minimisé, notamment en ce qui concerne l’impact du primaire sur la pauvreté.

Deuxièmement, s’agissant de la démographie, l’âge des chefs de ménages semble jouer un faible rôle dans la probabilité de pauvreté, toutes choses égales par ailleurs. En effet, la majorité des effets marginaux sont extrêmement faibles et la plupart du temps non significatifs⁴⁹. Par contre, l’effet du sexe est plus intéressant. Sans aucun doute, les ménages gérés par un homme ont, comparativement à ceux ayant une femme à leur tête, d’une part, une plus faible probabilité d’être localisés dans le quintile le plus bas de la distribution du niveau de vie, et, d’autre part, de plus grandes chances d’appartenir au quintile le plus haut de la distribution. Cependant, l’impact du sexe du chef de ménage aux deux extrémités de la distribution est sensiblement plus accentué lorsque la stratification de ces derniers est fondée sur les actifs. Par exemple, dans ce dernier cas, la variation de probabilité est de -0,113 et 0,107, respectivement, pour les premier et dernier quintiles, contre -0,050 et 0,027 pour l’approche des dépenses. Néanmoins, quelle que soit la méthode d’identification du bien-être, on ne peut éluder la possibilité d’une plus forte précarité relative de certains ménages ayant une femme à leur tête. Enfin, la dimension des ménages affecte sensiblement leur niveau de vie, phénomène bien connu en Afrique, bien que son appréhension se heurte à maints problèmes conceptuels et méthodologiques⁵⁰. Ainsi, le fait pour un ménage d’avoir un individu supplémentaire induit, toutes choses étant égales par ailleurs, une variation de probabilité relative de localisation dans le segment du niveau de vie le plus bas de 0,012 et 0,027, respectivement pour les approches monétaire et non-monétaire. Cet impact négatif de la dimension des ménages sur leur bien-être est relativement stable pour les deux premiers quintiles, avant de s’inverser à partir des troisième ou quatrième strates de la distribution, selon l’optique considérée.

En deuxième lieu, les approches des dépenses et des actifs, fondées sur un facteur d’échelle unitaire, mettent en évidence plusieurs *éléments de divergence quant aux déterminants de la pauvreté des ménages*. Premièrement, s’agissant du statut sur le marché du travail, on constate que tous les effets marginaux des

⁴⁷ En effet, si les paramètres obtenus indiquent le log des chances pour un ménage d’appartenir à un segment particulier du niveau de vie plutôt qu’à un autre, ils ne représentent pas les effets marginaux, c’est-à-dire la variation des chances de choix J relativement à K due à une variation d’une unité de X_j . A cet égard, rappelons que ni le signe ni l’ampleur des effets marginaux ne sont en relation avec ceux des coefficients de régression.

⁴⁸ On rappelle que pour l’approche en termes de dépenses, la limite supérieure du premier quintile correspondant approximativement au seuil de pauvreté extrême. Certains des résultats indiqués ont déjà été présentés dans Lachaud [2000d].

⁴⁹ Sauf en ce qui concerne le dernier quintile pour les dépenses, et le deuxième quintile pour les actifs.

⁵⁰ Lachaud [2000c].

Tableau 3 : Effets marginaux de l'estimation logistique multinomiale de la distribution du niveau de vie selon les quintiles - facteur d'échelle = 1 - Burkina Faso 1994-95

Paramètres		Variation de probabilité des quintiles de la distribution du niveau de vie consécutive aux variations des caractéristiques - 1 = très pauvres ; 5 = riches ¹																		
Variables/ Caractéristiques	Quintiles des dépenses par tête des ménages										Quintiles des actifs des ménages									
	1		2		3		4		5		1		2		3		4		5	
	Ef. mg.	t ²	Ef. mg.	t ²	Ef. mg.	t ²	Ef. mg.	t ²	Ef. mg.	t ²	Ef. mg.	t ²	Ef. mg.	t ²	Ef. mg.	t ²	Ef. mg.	t ²	Ef. mg.	t ²
Constante	-0,431	-4,620*	-0,424	-4,102*	0,086	0,967	0,455	5,565*	0,314	8,292*	-0,090	-1,566	-0,236	-3,488*	0,085	1,289	0,144	2,285*	0,097	2,193*
Statut du travail¹																				
Salarié non protégé	0,193	2,007*	0,151	1,483	-0,029	-0,393	-0,184	-3,139*	-0,129	-6,169*	0,119	3,441*	0,042	0,906	-0,037	-0,869	-0,028	-0,705	-0,096	-4,568*
Indép. non agricole ¹⁰	0,107	1,175	0,210	2,334*	0,000	0,003	-0,203	-3,837*	-0,114	-6,082*	0,053	1,682**	0,057	1,463	-0,028	-0,766	-0,024	-0,702	-0,058	-3,182*
Agricult. progressif	0,162	1,876**	0,228	2,590*	0,023	0,361	-0,234	-4,408*	-0,181	-8,159*	-0,109	-3,134*	-0,056	-1,387	-0,029	-0,763	0,154	4,287*	0,040	1,941*
Agricult. subsistance	0,233	2,759*	0,286	3,318*	0,036	0,572	-0,335	-6,567*	-0,220	-11,054*	0,015	0,491	0,060	1,632**	-0,039	-0,141	0,041	1,262	-0,078	-4,353*
Éleveur	0,089	1,005	0,248	2,793*	0,087	1,297	-0,302	-5,240*	-0,123	-5,233*	-0,125	-3,427*	-0,019	-0,447	-0,038	-0,940	0,134	3,426*	0,048	1,964*
Chômeur	0,242	2,464*	0,195	1,811**	-0,018	-0,219	-0,237	-3,455*	-0,182	-6,396*	0,116	2,545*	0,085	1,462	-0,046	-0,754	-0,031	-0,517	-0,124	-3,454*
Autre actif	0,181	1,923**	0,239	2,339*	0,002	0,025	-0,311	-4,176*	-0,112	-4,246*	0,167	3,545*	-0,036	-0,534	-0,059	-0,956	0,023	0,415	-0,095	-2,723*
Inactif	0,187	2,153*	0,186	2,066*	-0,039	-0,581	-0,216	-3,947*	-0,117	-5,557*	0,024	0,691	0,027	0,650	-0,036	-0,901	0,015	0,373	-0,029	-1,302
Éducation¹																				
Primaire	-0,053	-3,349*	-0,032	-1,694**	-0,026	-1,345	0,060	3,356*	0,051	6,177*	-0,018	-1,132	-0,033	-1,857**	-0,065	-3,355*	0,045	2,709*	0,071	6,385*
Sec. 1er cycle ⁵	-0,207	-2,402*	-0,113	-1,469	0,049	0,764	0,121	2,187*	0,150	7,495*	-0,111	-2,484*	-0,075	-1,452	-0,035	-0,686	0,015	0,303	0,206	8,757*
Sec. 2e cycle et plus ⁶	-0,167	-2,263*	-0,163	-1,985*	-0,029	-0,432	0,155	2,898*	0,204	10,293*	-0,039	-1,195	-0,185	-3,728*	-0,047	-1,166	0,013	0,344	0,258	13,472*
Démographique																				
Age	0,000	0,027	0,000	0,314	0,000	0,042	0,002	1,030	-0,003	-2,667*	-0,002	-1,403	0,005	2,700*	-0,001	-0,712	-0,003	-1,477	0,001	0,823
(Age) ²	0,000	0,243	0,000	0,262	0,000	0,081	-0,000	-1,509	0,000	2,050*	0,000	1,382	-0,000	-2,965*	0,000	1,099	0,000	1,706**	-0,000	-1,171
Sexe	-0,050	-3,159*	0,005	0,276	0,038	1,772**	-0,021	-1,067	0,027	2,770*	-0,113	-7,306*	-0,039	-2,068*	-0,001	0,010	0,046	2,538*	0,107	7,515*
Taille du ménage	0,012	12,575*	0,010	8,285*	-0,004	-2,941*	-0,005	-3,301*	-0,012	-12,568*	0,027	25,068*	0,016	12,504*	0,001	0,825	-0,021	-13,329*	-0,022	-17,760*
Emploi/ménage⁷																				
Employés (%)	-0,002	-8,385*	-0,000	-3,012*	0,000	0,370	0,001	7,029*	0,001	6,195*	0,004	0,408	-0,003	-0,299	0,023	1,899*	-0,028	-2,340*	0,004	0,439
Ethnie⁸																				
Dioula et assimilés	0,026	2,843*	-0,005	-0,459	0,026	1,954*	-0,043	-3,206*	-0,003	-0,540	-0,065	-2,808*	0,011	0,417	-0,014	-0,485	0,051	1,909**	0,016	0,862*
Peuhl	0,052	2,987*	0,047	2,027*	0,042	1,649**	-0,111	-3,926*	-0,031	-2,058*	0,072	3,533*	0,121	4,906*	0,054	2,098*	-0,078	-3,030*	-0,169	-9,105*
Local. spatiale⁹																				
Ouest	0,224	7,102*	0,094	2,844*	-0,094	-2,919*	-0,126	-4,218*	-0,096	-6,075*	0,009	0,462	0,063	2,673*	0,023	0,954	-0,041	-0,176	-0,090	-5,654*
Sud et Sud-Ouest	0,272	8,954*	0,117	3,711*	-0,156	-4,995*	-0,144	-5,246*	-0,088	-6,399*	-0,054	-2,528*	0,031	1,225	0,055	2,178*	0,016	0,646	-0,048	-2,781*
Centre-Nord	0,313	10,534*	0,180	6,041*	-0,056	-1,987*	-0,252	-9,535*	-0,184	-12,507*	0,111	4,601*	0,162	5,505*	0,023	0,699	-0,106	-3,068*	-0,190	-6,765*
Centre-Sud	0,249	8,200*	0,157	5,084*	-0,058	-1,936*	-0,222	-7,907*	-0,125	-8,343*	-0,039	-1,563	0,030	1,006	-0,017	-0,544	0,033	1,148	-0,007	-0,358
Nord	0,252	7,656*	0,105	2,940*	-0,126	-3,481*	-0,127	-3,746*	-0,103	-5,693*	0,010	0,809	0,017	1,369	-0,007	-0,468	0,013	0,913	-0,033	-2,695*
Petites villes	0,091	2,402*	0,039	1,044	-0,055	-1,547	-0,042	-1,415	-0,032	-2,570*	Transfert¹⁰									
Log de vraisemblance																				
χ ² (sig)																				
N pondéré																				

(1) Dans l'estimation du modèle Logit multinomial, la variable dépendante du modèle se réfère aux quintiles du niveau de vie en termes monétaires ou d'actifs, le quintile le plus élevé de la distribution étant normalisé à zéro. Les effets marginaux représentent les dérivées partielles en ce qui concerne les caractéristiques. Ils sont évalués par rapport à la moyenne des autres caractéristiques ; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le s et l'erreur type ; (3) Base = salariés protégés ; (4) Base = sans instruction ; (5) Y compris l'enseignement professionnel avant le BEPC ; (6) Y compris l'enseignement professionnel après le BEPC ; (7) Pourcentage de personnes employées par ménage de 10 ans et plus ; (8) Base = Mossi et assimilés - y compris quelques étrangers ; (9) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (10) Codés 1 si oui, 0 si non.

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.

premier et/ou deuxième quintiles de la distribution des dépenses par tête sont positifs, ce qui est logique dans la mesure où la base est le salariat protégé. Ainsi, par exemple, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité pour un ménage d'avoir un niveau de vie monétaire correspondant au premier quintile de la distribution - niveau de bien-être le plus faible -, plutôt qu'au dernier quintile, est d'autant plus élevée que le chef occupe un emploi en dehors du salariat protégé. Naturellement, la position relative des groupes socio-économiques par rapport au salariat protégé varie considérablement. Le tableau 3 indique que les effets marginaux du premier quintile sont les plus importants pour les agriculteurs de subsistance et les chômeurs - 0,233 et 0,242, respectivement, contre, par exemple, 0,187 et 0,162, respectivement, pour les inactifs et les agriculteurs progressifs⁵¹. Un résultat comparable prévaut pour le deuxième quintile, bien que les effets marginaux soient rehaussés pour les autres groupes d'agriculteurs. En d'autres termes, au Burkina Faso, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de pauvreté monétaire extrême est la plus forte pour les ménages dont le chef est agriculteur de subsistance ou chômeur⁵². Sans aucun doute, l'analyse économétrique confirme les informations descriptives présentées par ailleurs⁵³, et renforce l'argumentation favorable à la promotion des politiques en faveur des petits agriculteurs en milieu rural et des chômeurs dans les zones urbaines. Or, la configuration des effets marginaux des quintiles

⁵¹ Les seuils de signification des effets marginaux inhérents au premier quintile ne sont pas acceptables pour les travailleurs indépendants et les éleveurs.

⁵² Naturellement, les coefficients des catégories les plus défavorisées décroissent pour des quintiles de plus en plus élevés.

⁵³ Lachaud [1997].

les plus bas de la *distribution des actifs* fournit une image assez différente du rôle du marché du travail dans l'explication de la pauvreté. D'une part, toutes choses égales par ailleurs, le poids des agriculteurs et des éleveurs est extrêmement faible dans la pauvreté, puisque, pour ces statuts, les effets marginaux des deux premiers quintiles sont soit négatifs et significatifs – agriculture progressive –, soit non-significatifs – agriculture de subsistance. D'autre part, si certaines catégories socio-économiques apparaissent bien plus précaires, relativement au salariat protégé – salarié non-protégé, travailleur indépendant non-agricole, chômeur –, les variations de probabilité sont beaucoup plus faibles, comparativement à l'approche en termes des dépenses. Enfin, le fait d'observer des variations de probabilité relative positives pour les agriculteurs et les éleveurs du quintile le plus haut – ce qui signifie que ces catégories ont de plus grandes chances, comparativement aux salariés protégés, d'appartenir à la strate la plus riche des ménages –, montre bien la plus grande hétérogénéité de la distribution du bien-être des ménages en termes d'actifs, par rapport à la consommation.

Deuxièmement, alors que l'offre de travail par ménage est en mesure de contrebalancer les effets négatifs liés à la dimension des familles identifiées par rapport aux dépenses, tel ne semble pas être le cas lorsque les actifs fondent leur stratification. En effet, le pourcentage de personnes exerçant une activité économique par ménage affecte la probabilité de pauvreté monétaire des ménages. Ainsi, une élévation de 1 pour cent de la proportion des individus employés par ménage génère une variation de probabilité de -0,002 pour ce dernier d'appartenir au premier quintile de la distribution, plutôt que d'être situé dans le quintile le plus haut. Sans aucun doute, la réduction du taux de dépendance des ménages est un facteur de rehaussement de leur niveau de vie monétaire⁵⁴. Par contre, le tableau 3 montre que l'effet marginal relatif à l'emploi au sein des ménages n'est significatif et négatif que dans le deuxième quintile de la distribution des actifs, et que son ampleur est beaucoup plus faible, comparativement à ce qui prévaut pour la distribution de la consommation.

Troisièmement, le tableau 3 indique également que l'appartenance ethnique influence le niveau de vie des ménages différemment selon l'option analytique adoptée. Ainsi, l'analyse économétrique montre que les ménages dirigés par un Peuhl ou un Dioula ont, par rapport aux Mossi, de plus grandes chances d'appartenir au premier qu'au dernier quintile de la distribution des dépenses, l'effet marginal étant deux fois plus important pour les Peuhl – 0,052 pour ces derniers contre 0,026 pour les Dioula. En réalité, les effets marginaux inhérents à la distribution des actifs mettent uniquement en évidence, toutes choses égales par ailleurs, la plus grande précarité relative des Peuhl.

Quatrièmement, la dimension spatiale de la pauvreté au Burkina Faso constitue un autre élément de divergence de l'analyse économétrique. D'une manière générale, les ménages situés à l'extérieur de la capitale ont beaucoup plus de chance d'avoir un faible niveau de vie *monétaire*. A cet égard, la plus grande précarité relative se retrouve au Centre-Nord – effet marginal égal à 0,313 – et, dans une moindre mesure, au Sud & Sud-Ouest et Nord – effets marginaux de 0,272 et 0,252, respectivement. Or, l'approche des actifs donne une vision quelque peu différente de la localisation spatiale de la pauvreté au Burkina Faso. Seules les trois régions précédentes – Centre-Nord, Sud & Sud-Ouest et Nord – les plus touchées par la pauvreté monétaire ont, toutes choses égales par ailleurs, la plus forte probabilité de déficit d'actifs – premier et deuxième quintile –, comparativement à la capitale. Les effets marginaux du Centre-Sud et de l'Ouest sont même positifs.

Cinquièmement, les revenus de transferts, en provenance de l'étranger ou du Burkina Faso, semblent jouer un rôle dans la distribution du niveau de vie. En fait, les variations de probabilité sont négatives et significatives dans les premier et dernier quintiles, respectivement, des distributions monétaire et non-monétaire. En d'autres termes, les transferts réduisent la probabilité de pauvreté monétaire, mais n'ont pas d'impact sur le niveau de vie déterminé par les actifs des ménages. Ainsi, l'existence de revenus de transfert des ménages induit une réduction des chances de -0,026 pour ces derniers d'appartenir au premier quintile de la distribution monétaire⁵⁵. Un tel résultat était attendu dans le contexte du Burkina Faso, de nombreux habitants de ce pays ayant émigré depuis de nombreuses années en Côte d'Ivoire, au Ghana et en Europe.

En résumé, le tableau 3 montre beaucoup plus de divergences que de similitudes quant à l'explication comparative de la pauvreté en fonction du critère d'identification du bien-être des ménages – en l'absence d'économies d'échelle. Si les approches des dépenses et des actifs mettent en évidence des déterminants

⁵⁴ Un tel résultat peut paraître surprenant lorsque l'analyse montre qu'au Burkina Faso le taux d'offre de travail – employés plus chômeurs – est de 85,7 et 61,6 pour cent, respectivement, pour les pauvres et les non pauvres. En réalité, la variable inhérente à l'emploi par ménage de l'estimation économétrique exclut les chômeurs, les apprentis et les aides familiaux, ces derniers étant particulièrement nombreux en milieu rural. Lachaud [1997].

⁵⁵ On rappelle que les transferts sont codés de manière binaire.

communs de la pauvreté des ménages burkinabè – effet positif de l’instruction, de la formation et du sexe masculin du chef de ménage, indifférence de l’âge de ce dernier, et impact négatif de la dimension des familles –, elles suggèrent des conclusions très contrastées à l’égard de maints paramètres pris en compte par les estimations économétriques. L’ambiguïté des enseignements de l’analyse comparative concerne les segments du marché du travail, notamment ceux du milieu rural, l’offre de travail des ménages, le statut ethnique de ceux qui gèrent les familles, la localisation spatiale des groupes et les transferts externes ou internes.

En troisième lieu, la prise en compte des économies d’échelle dans l’analyse complexifie les conclusions précédentes. En effet, le tableau A2, en annexe, montre que, les résultats de l’estimation économétrique de l’équation [1], inhérente à la distribution des actifs des ménages en *présence d’économies d’échelle*, sont très proches de ceux issus de la distribution des dépenses *par tête*, sauf pour deux paramètres: la dimension et l’emploi des ménages. Dans le premier cas, les variations de probabilité de pauvreté – deux premiers quintiles – consécutives à la taille des familles et du pourcentage d’employés par ménage sont, respectivement, négatives et positives, alors que l’inverse prévaut dans le second cas. En d’autres termes, la taille élevée des ménages réduit significativement leur probabilité de pauvreté lorsqu’ils sont stratifiés par rapport aux actifs en tenant compte tenu des économies d’échelle – tableau A2 –, alors qu’un effet inverse est observé dans le cas où le critère d’identification du bien-être est fonction des dépenses par tête. Un commentaire symétrique prévaut en ce qui concerne l’emploi par ménage. De tels résultats sont à rapprocher des observations qui ont été faites à partir des statistiques descriptives inhérentes au tableau 1, et de la figure A2 en annexe. L’interférence des échelles d’équivalence complexifie l’analyse comparative des déterminants de la pauvreté fondées sur les dépenses et les actifs, un résultat attendu compte tenu de la fragilité de la relation entre la dimension des ménages et leur niveau de vie.

3. Analyse de sensibilité

L’analyse de sensibilité permet de mieux appréhender les effets des changements structurels et démographiques sur la distribution du niveau de vie selon les quintiles. A cet égard, le tableau 4 affiche, pour chaque mode d’appréhension du bien-être, les probabilités prédites pour les ménages, en *l’absence d’économies d’échelle*, d’être localisés dans les divers segments de la distribution du niveau de vie, les autres paramètres étant inchangés.

L’effet de l’instruction sur le niveau de vie apparaît nettement, quel que soit le critère qui sous-tend sa détermination. Les ménages dont le chef est sans instruction ont presque deux fois plus de chance d’être très pauvres, par rapport au segment du niveau de vie le plus élevé. Par contre, l’effet de l’accès au niveau primaire ne réduit que marginalement la probabilité d’appartenir au premier quintile de la distribution, surtout pour les ménages distribués selon les actifs, ce qui est cohérent avec la faiblesse ou le caractère non-significatif des effets marginaux précédemment mis en évidence. En fait, c’est surtout l’accès au niveau secondaire et supérieur qui est susceptible de réduire la probabilité de pauvreté des ménages burkinabè. A cet égard, la première colonne du tableau 4 indique que la probabilité d’ultra-pauvreté *monétaire* des ménages dont le chef possède le niveau d’instruction du secondaire – premier ou deuxième cycle et plus, y compris la formation professionnelle – varie de 0,062 à 0,076, alors qu’elle s’élève à 0,213 pour ceux qui sont gérés par une personne sans instruction. Ces résultats sont tout à fait comparables à ceux qui prévalent en ce qui concerne la probabilité de pauvreté *non-monétaire* – 0,103 à 0,139 en présence d’éducation secondaire, contre 0,190 pour les sans instruction. De la même manière, l’accès au second cycle des chefs de ménage, comparativement à ceux qui sont sans instruction, induit quatre fois plus de chance d’être à la tête de groupes ayant le niveau de vie du dernier quintile – monétaire ou non-monétaire.

La prise en compte des facteurs démographiques corrobore les commentaires précédents inhérents aux effets marginaux de l’estimation multinomiale. Premièrement, toutes choses égales par ailleurs, les ménages gérés par une femme ont davantage de chance d’avoir un niveau de vie monétaire ou non-monétaire correspondant au premier quintile de la distribution, que ceux dont le chef est de sexe masculin. Les probabilités prédites sont, respectivement, de 0,261 et 0,203 dans l’optique des dépenses, et 0,184 et 0,173 selon l’approche des actifs. Une situation inverse prévaut pour le dernier quintile. Mais, le cas des ménages du deuxième quintile des dépenses est relativement plus favorable lorsqu’ils ont une femme à leur tête, contrairement à ce qui prévaut en présence de l’analyse menée par rapport aux actifs. Cette observation est cohérente avec les ambiguïtés

Tableau 4 : Analyse de sensibilité : effets des changements structurels et démographiques sur la distribution du niveau de vie selon les quintiles - facteur d'échelle = 1 - Burkina Faso 1994-95

Paramètres	Probabilités prédites pour les ménages d'être localisés dans les quintiles de la distribution du niveau de vie suivants - 1 = très pauvres ; 5 = riches ¹									
Variables	Quintiles des dépenses par tête des ménages					Quintiles des actifs des ménages				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
Statut du travail										
Salarié protégé	0,055	0,061	0,140	0,353	0,391	0,177	0,164	0,237	0,174	0,247
Salarié non protégé	0,201	0,140	0,178	0,284	0,196	0,302	0,182	0,200	0,165	0,151
Indépendant non agricole ²	0,122	0,191	0,202	0,264	0,221	0,225	0,207	0,214	0,166	0,187
Agriculteur progressif	0,168	0,204	0,230	0,261	0,136	0,104	0,128	0,201	0,294	0,272
Agriculteur de subsistance	0,235	0,014	0,235	0,185	0,104	0,189	0,021	0,208	0,222	0,165
Eleveur	0,106	0,221	0,275	0,184	0,212	0,095	0,152	0,193	0,271	0,287
Chômeur	0,258	0,164	0,190	0,252	0,135	0,292	0,220	0,193	0,165	0,129
Autre actif	0,184	0,204	0,199	0,176	0,235	0,371	0,118	0,173	0,194	0,144
Inactif	0,194	0,164	0,172	0,250	0,220	0,199	0,185	0,209	0,192	0,214
Education										
Sans instruction	0,213	0,225	0,224	0,209	0,128	0,190	0,209	0,224	0,225	0,152
Primaire	0,163	0,207	0,203	0,241	0,184	0,175	0,180	0,167	0,253	0,226
Secondaire 1er cycle ³	0,062	0,141	0,232	0,231	0,334	0,103	0,137	0,161	0,173	0,426
Secondaire 2ème cycle et plus ⁴	0,076	0,103	0,153	0,215	0,451	0,139	0,073	0,133	0,145	0,510
Sexe										
Homme	0,203	0,219	0,216	0,195	0,165	0,173	0,196	0,207	0,221	0,201
Femme	0,261	0,202	0,184	0,214	0,137	0,284	0,211	0,200	0,190	0,114
Dimension du ménage										
Deux personnes	0,132	0,185	0,248	0,211	0,222	0,068	0,126	0,193	0,306	0,307
Quatre personnes	0,154	0,201	0,242	0,212	0,190	0,097	0,155	0,211	0,281	0,256
Six personnes	0,176	0,215	0,234	0,211	0,162	0,135	0,184	0,222	0,251	0,208
Huit personnes	0,200	0,229	0,224	0,209	0,137	0,181	0,211	0,227	0,216	0,164
Dix personnes	0,225	0,241	0,212	0,205	0,116	0,235	0,235	0,224	0,180	0,126
Emploi/ménage⁵										
Zéro	0,272	0,228	0,205	0,159	0,134	0,177	0,225	0,220	0,202	0,175
25	0,211	0,227	0,218	0,191	0,152	0,183	0,203	0,213	0,216	0,186
50	0,159	0,218	0,226	0,225	0,171	0,188	0,182	0,204	0,229	0,196
75	0,116	0,204	0,228	0,261	0,191	0,193	0,163	0,196	0,242	0,206
100	0,082	0,185	0,224	0,296	0,212	0,197	0,145	0,186	0,255	0,217
Ethnie										
Mossi et assimilés ⁶	0,194	0,220	0,207	0,215	0,163	0,172	0,200	0,204	0,233	0,190
Dioula et assimilés	0,220	0,209	0,224	0,184	0,162	0,175	0,197	0,224	0,207	0,196
Peuhl	0,240	0,244	0,228	0,146	0,141	0,289	0,203	0,194	0,165	0,148
Localisation spatiale										
Ouest	0,188	0,204	0,220	0,238	0,149	0,135	0,167	0,178	0,259	0,261
Sud & Sud-Ouest	0,243	0,214	0,169	0,214	0,158	0,250	0,254	0,234	0,266	0,096
Centre-Nord	0,279	0,255	0,231	0,153	0,082	0,195	0,210	0,215	0,227	0,252
Centre-Sud	0,207	0,255	0,244	0,169	0,125	0,143	0,185	0,243	0,239	0,189
Nord	0,219	0,209	0,193	0,236	0,141	0,288	0,287	0,197	0,144	0,084
Petites villes	0,084	0,165	0,241	0,289	0,220	0,155	0,183	0,179	0,248	0,235
Ouagadougou-Bobo-Dioulasso	0,044	0,130	0,266	0,299	0,260	0,188	0,157	0,191	0,217	0,247

(1) Les autres paramètres demeurent inchangés. Le total peut ne pas être égal à 100 compte tenu des arrondis ; (2) Indépendants évolutifs et involutifs ; (3) Y compris l'enseignement professionnel avant le BEPC ; (4) Y compris l'enseignement professionnel après le BEPC ; (5) 10 ans et plus ; (6) Y compris quelques étrangers.

constatées quant à l'effet du sexe du chef de ménage sur le niveau de vie au Burkina Faso⁵⁶. Deuxièmement, l'impact de la dimension du ménage sur le bien-être monétaire et non-monétaire semble plus net. La simulation effectuée enseigne que les probabilités d'ultra-pauvreté monétaire et en termes d'actifs sont réduites de moitié aux deux tiers – respectivement, 0,225 à 0,132 et 0,235 à 0,068 – lorsque le nombre de personnes dans les ménages passe de 10 à 2. De même, un ménage de 10 individus a deux fois plus de chance d'appartenir au premier quintile des dépenses ou des actifs qu'au dernier segment de la distribution du niveau de vie. La figure 4 illustre cette simulation, et permet d'observer la quasi-similitude de la sensibilité du niveau de vie monétaire et non-monétaire à l'égard de la taille des ménages. Troisièmement, si rehausser l'emploi productif par ménage est, sans aucun doute, un moyen important de réduction de la pauvreté monétaire, il ne semble pas en être de même lorsque le dénuement se réfère aux actifs. Ainsi, le tableau 4 montre que la probabilité d'ultra-pauvreté monétaire

⁵⁶ Lachaud [1997].

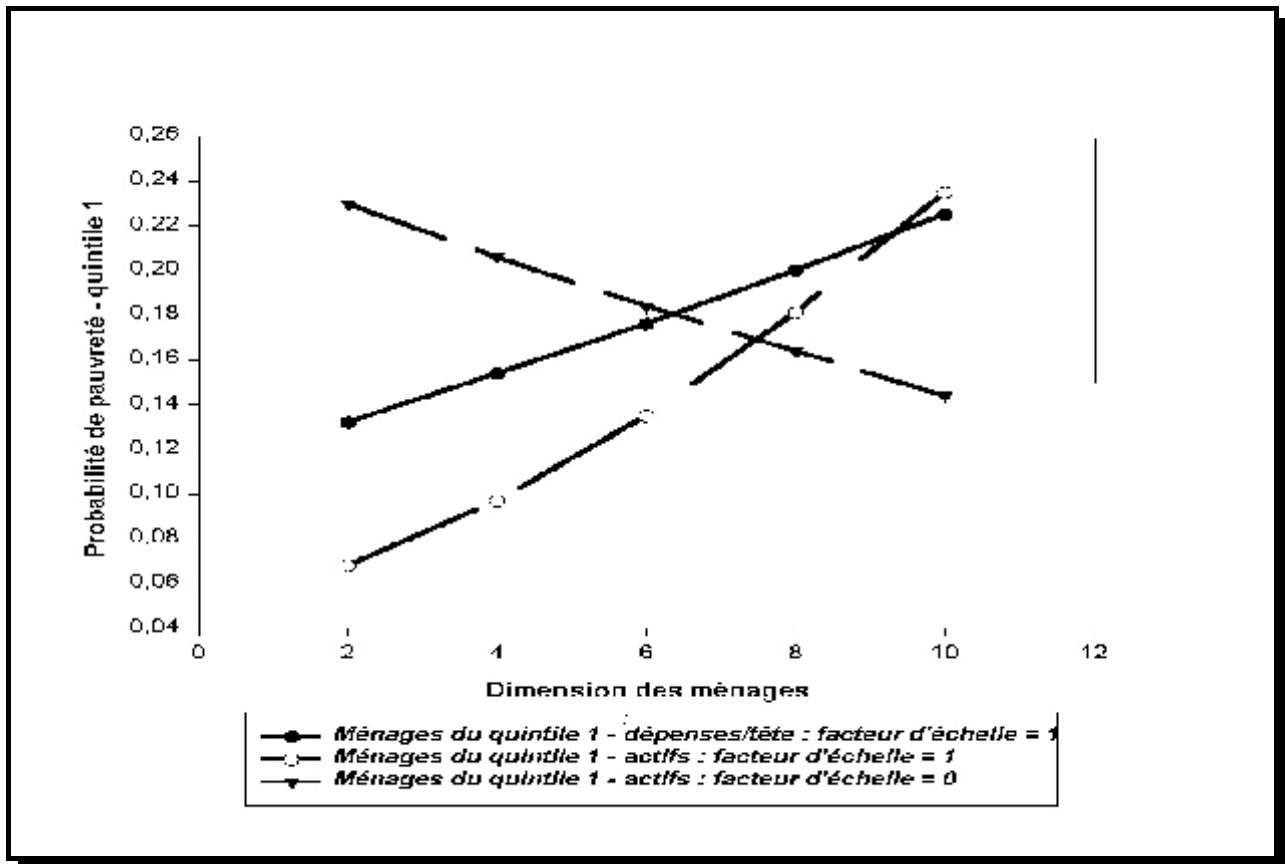


Figure 4 : Probabilités de localisation dans les quintiles du niveau de vie selon le mode de détermination de ce dernier et de la valeur du facteur d'échelle - Burkina Faso 1994-95

des ménages est de 0,272 lorsque ces derniers n'englobent que des inactifs, des chômeurs ou des aides familiaux, mais s'abaisse à 0,116 lorsque les trois quarts des membres du groupe sont des actifs. Ainsi, dans cette optique, l'accès au marché du travail est un moyen privilégié pour réduire la précarité économique et sociale des ménages, et l'effet est d'autant plus spectaculaire que le degré de protection du travail est élevé. Or, la partie droite du tableau 4 montre que la probabilité de pauvreté en termes d'actifs croît avec le pourcentage d'employés par ménage, résultat a priori surprenant compte tenu des relations qui prévalent entre le fonctionnement des marchés du travail et la pauvreté. De même, le tableau 4 indique que l'appartenance des chefs de ménage aux groupes ethniques Peuhl et Dioula accroît la probabilité de pauvreté monétaire, relativement aux Mossi, alors que l'effet relatif Dioula/Mossi est peu probant en termes d'actifs.

Des résultats encore plus contrastés apparaissent avec les autres paramètres du modèle. On observe que les ménages dont le chef est agriculteur de subsistance ou chômeur ont les probabilités les plus élevées d'être localisés dans le quintile le plus bas de la distribution des dépenses – 0,235 et 0,258, respectivement. Ces probabilités sont divisées par deux lorsque le segment du niveau de vie monétaire le plus élevé est pris en compte. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, les ménages ayant à leur tête un salarié protégé ont environ cinq fois moins de chance d'appartenir au premier quintile, comparativement à ceux qui sont dirigés par un travailleur de l'agriculture de subsistance ou un chômeur. Inversement, ces derniers ont quatre fois moins de chance que les premiers d'appartenir au dernier quintile de la distribution du niveau de vie monétaire. En réalité, l'approche en termes d'actifs donne une vision quelque peu différente du rôle du marché du travail dans l'explication de la pauvreté : (i) les agriculteurs de subsistance ont presque autant de chance de se trouver dans le premier quintile de la distribution que les travailleurs protégés – 0,189 contre 0,177 ; (ii) la probabilité de pauvreté des chômeurs, des salariés protégés et des travailleurs indépendants non agricoles est rehaussée ; (iii) les agriculteurs progressifs et les éleveurs ont trois fois plus de chance d'être riches que d'être pauvres. Ainsi, même si des similitudes prévalent selon les deux options analytiques – par exemple, la situation des agriculteurs apparaît toujours contrastée, la probabilité de précarité économique des éleveurs et, dans une moindre mesure, des

agriculteurs progressifs étant plus faible –, des divergences quant au rôle des statuts du travail demeurent, comme le soulignait l'analyse des effets marginaux⁵⁷.

La dimension spatiale de la pauvreté apparaît également contrastée selon le critère d'identification du bien-être. Certes, les deux approches suggèrent que les ménages ont d'autant plus de chance d'être ultra-pauvres qu'ils sont localisés dans les régions du Centre-Nord, du Nord et du Sud & Sud-Ouest, fortement dominées par l'agriculture de subsistance et l'élevage. En réalité, les disparités de niveau de vie dans l'espace semblent très atténuées par l'approche des actifs, comparativement à celle des dépenses. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, alors que les ménages du Centre-Nord ont presque cinq fois plus de chance d'avoir un niveau de vie *monétaire* correspondant au premier quintile que ceux de la capitale, en termes d'actifs cet écart est quasiment inexistant.

Comme précédemment, la prise en considération des économies d'échelle dans la détermination du bien-être par rapport aux actifs modifie les conclusions de l'analyse comparative de sensibilité. A cet égard, certains résultats affichés au tableau A3 en annexe contrastent avec ceux du tableau 4. Ainsi, en présence d'économies d'échelle des ménages, la probabilité de pauvreté non-monétaire des familles augmente – faiblement – avec l'emploi et diminue – fortement – avec la taille. Sur ce dernier point, un résultat inverse est observé en l'absence d'économies d'échelle indépendamment de l'option analytique poursuivie. La figure 4 illustre cette situation.

5. Conclusion

Fondée sur l'enquête prioritaire du Burkina Faso de 1994-95, l'objet de la présente recherche était d'examiner dans quelle mesure l'utilisation d'informations inhérentes aux actifs des ménages constitue une alternative satisfaisante à l'approche monétaire de la pauvreté, tant en ce qui concerne son évaluation que l'appréhension de ses déterminants. La principale conclusion de cette étude, selon laquelle l'identification du bien-être des ménages ou des individus par rapport à l'accès aux actifs, a plus de fondements pragmatiques que conceptuels, est dictée par deux séries d'éléments.

En premier lieu, l'examen de la cohérence d'identification des ménages pauvres – et non-pauvres – selon les critères des dépenses et des actifs suggère plusieurs observations. Premièrement, un recoupe-ment de l'ordre de la moitié des ménages et de près des deux tiers des individus apparaît insuffisant pour considérer que les deux méthodes sont parfaitement substituables. Bien que ce jugement comporte un aspect normatif, dans la mesure où la référence est la consommation par tête, il semble que la stratification socio-économique des ménages par rapport à l'accès aux actifs soit davantage fondée sur des éléments pragmatiques que conceptuels. En d'autres termes, cette option analytique peut être adoptée lorsque la consommation des ménages n'est pas répertoriée, ce qui est le cas de la plupart des enquêtes démographiques et de santé. Deuxièmement, la cohérence d'identification de la pauvreté selon les options analytiques alternatives implique également une cohérence de ces dernières quant à l'appréhension du bien-être des ménages et des individus. Cela signifie que, quelle que soit l'approche adoptée, l'analyse doit être fondée sur une échelle d'équivalence identique. Troisièmement, si l'analyse en composantes principales non linéaire avec codage optimal offre des opportunités d'investigation accrues, notamment par rapport aux différents niveaux de codage des variables, les choix adoptés peuvent avoir des conséquences sensibles quant aux résultats obtenus. Quatrièmement, l'analyse des correspondances et, surtout, les tests d'indépendance et d'association confirment l'existence d'une dépendance entre, d'une part, le bien-être des ménages ou des individus par rapport à l'accès aux actifs et, d'autre part, le niveau de vie appréhendé dans l'optique monétaire. En même temps, ils vérifient l'imperfection de cette relation, compte tenu des valeurs des coefficients obtenus.

En deuxième lieu, l'analyse économétrique montre beaucoup plus de divergences que de similitudes quant à l'explication comparative de la pauvreté en fonction du critère d'identification du bien-être des ménages – en l'absence d'économies d'échelle. Si les approches des dépenses et des actifs mettent en évidence des déterminants communs de la pauvreté des ménages burkinabè – effet positif de l'instruction, de la formation et du sexe masculin du chef de ménage, indifférence de l'âge de ce dernier, et impact négatif de la dimension des

⁵⁷ Par exemple, les salariés non-protégés apparaissent relativement vulnérables en termes monétaires. Non seulement la probabilité d'ultra-pauvreté des ménages dont le chef est salarié non protégé est forte – 0,201 –, mais également ces derniers ont quasiment autant de chance d'être localisés dans les divers segments de la distribution du niveau de vie. Or, l'approche des actifs montre que les salariés non-protégés ont deux fois moins de chance de se trouver dans le dernier quintile que dans le premier – 0,151 contre 0,302.

familles –, elles suggèrent des conclusions très contrastées à l'égard de maints paramètres pris en compte par les estimations économétriques. L'ambiguïté des enseignements de l'analyse comparative concerne les segments du marché du travail, notamment ceux du milieu rural, l'offre de travail des ménages, le statut ethnique de ceux qui gèrent les familles, la localisation spatiale des groupes et les transferts externes ou internes. Par ailleurs, la prise en compte des économies d'échelle dans l'analyse complexifie les conclusions précédentes, une appréciation qui est renforcée par l'exercice de sensibilité, visant à simuler les probabilités relatives pour les ménages d'être localisés dans les divers quintiles des distributions du niveau de vie – dépenses et actifs.

Références bibliographiques

- Badani, B, Ravallion, M. 1994. «How robust is a poverty profile?», *The world bank economic review*, vol.8, n/1, pp.75-102.
- Deaton, A. 1997. *The analysis of household surveys*, Baltimore, The Johns Hopkins University Press.
- Diamond, C.A., Simon, C.J., Warner, J.T. 1990. «A multinomial probability model of size income distribution», *Journal of econometrics*, n/43, pp. 43-61
- Filmer, D., Pritchett, L. 1998. *Estimating wealth effects without income of expenditure data - or tears: An application to educational enrollment in states India*, Washington, policy research working papers n/1994, DECRG, Banque mondiale.
- Filmer, D., Pritchett, L. 1999. *The effect of household wealth on educational attainment around the world: demographic and health survey evidence*, Washington, mimeo, Decrg, Banque mondiale.
- Gwatkin, D.R., Rustein, S., Johnson, K. Pande, R.P., Wagstaff, A. 2000. *Socio-economic differences in health, nutrition and population in Burkina Faso*, Washington, HNP/poverty thematic group, Banque mondiale.
- Glewwe, P. 1988. *Confronting poverty in developing countries. Definitions, informations and policies*, Washington, Lsms working paper n/48, Banque mondiale.
- Institut national de la statistique et de la démographie 1994. *Enquête prioritaire au Burkina Faso. Manuel de l'enquêteur*, Ouagadougou, 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. 1997. *Pauvreté, vulnérabilité et marché du travail au Burkina Faso*, Bordeaux, série de recherche n/2, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- . 1999. *Pauvreté, ménages et genre en Afrique. Nouvelles dimensions analytiques*, Bordeaux, série de recherche n/3, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- . 2000a. *Pauvreté et inégalité en Afrique. Contribution à l'analyse spatiale*, Bordeaux, série de recherche n/4, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- . 2000b. *Dépenses des ménages, développement humain et pauvreté au Burkina Faso : substitution ou complémentarité*, Bordeaux, document de travail n/49, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- . 2000c. «Pauvreté, dimension des ménages et genre au Burkina Faso», *Cahiers du GRATICE*, n/18, pp.165-88.
- . 2000d. «Modélisation des déterminants de la pauvreté et marché du travail en Afrique : le cas du Burkina Faso», *Recherches économiques de Louvain*, vol.66, n/3, pp.309-61.
- . 2001. *Modélisation des déterminants de la mortalité des enfants et pauvreté aux Comores*, Bordeaux, document de travail n/53, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

Meulman, J.J. 1998. *Optimal scaling methods for multivariate categorical data analysis*, Leiden, mimeo, Faculty of social and behavioral sciences, Leiden university.

Montgomery, M.R., Gragnolati, M., Burke, K., Paredes, E. 1999. *Measuring living standard with proxy variables*, New York, discussion paper n/129, The Population Council.

Rustein, S. 1999. *Wealth versus expenditure: comparison between the DHS wealth index and household expenditure in four departments of Guatemala*, document non publié.

Sen, A. 1992. *Inequality reexamined*. Oxford, Clarendon Press.

Wagstaff, A. Paci, P. van Doorslaer, E. 1991. «On the measurement of inequalities in health», *Social science and medicine*, vol.33, n/5, pp.545-57.

Annexes

Tableau A1 : Statistiques descriptives relatives aux actifs des ménages selon le milieu – Burkina Faso 1994-95

Milieu Actifs	Rural			Urbain			Total		
	Moyenne	Moyenne	Moyenne	Moyenne	Moyenne	Moyenne	Moyenne	Moyenne	
Avoirs des ménages									
Immeuble	0,000	0,003	0,001						
Villa	0,004	0,071	0,017						
Autre maison	0,798	0,589	0,758						
Terrain à bâtir	0,062	0,188	0,086						
Terres cultivables	0,898	0,263	0,775						
Tracteur	0,005	0,004	0,004						
Charrue	0,269	0,054	0,227						
Charrette	0,207	0,114	0,189						
Mobylette/moto	0,164	0,543	0,237						
Voiture	0,003	0,074	0,017						
Téléviser	0,006	0,241	0,052						
Réfrigérateur	0,003	0,127	0,027						
Cuisinière à gaz	0,019	0,243	0,063						
Climatiseur	0,003	0,082	0,018						
Vélo	0,697	0,484	0,655						
Radio	0,343	0,738	0,420						
Téléphone	0,002	0,064	0,014						
Machine à coudre	0,031	0,093	0,043						
Pirogue	0,006	0,001	0,005						
Foyer amélioré	0,081	0,265	0,117						
Logement & confort¹									
Mode d'accès eau	0,002	0,146	0,030						
<i>Robinet propre</i>	0,003	0,093	0,021						
<i>Robinet partagé</i>	0,033	0,502	0,124						
<i>Fontaine publique</i>	0,307	0,046	0,256						
<i>Forage</i>	0,543	0,192	0,475						
<i>Puits</i>	0,111	0,012	0,091						
<i>Rivière</i>	0,002	0,009	0,003						
<i>Autres</i>									
Energie éclairage	0,008	0,291	0,063						
<i>Electricité-solaire</i>	0,000	0,002	0,001						
<i>Gaz</i>	0,686	0,688	0,686						
<i>Pétrole</i>	0,182	0,011	0,149						
<i>Bois</i>	0,000	0,003	0,001						
<i>Bougie</i>	0,124	0,005	0,101						
<i>Autres</i>									
Energie cuisson	0,000	0,003	0,001						
<i>Electricité</i>	0,005	0,076	0,019						
<i>Gaz</i>	0,004	0,020	0,007						
<i>Pétrole</i>	0,911	0,765	0,883						
<i>Bois</i>	0,006	0,053	0,015						
<i>Charbon-bougie</i>	0,073	0,082	0,075						
<i>Autres</i>									
Logement & confort (suite)¹									
Personnes/pièce				0,203	0,288	0,219			
<i># 1.35</i>				0,189	0,201	0,192			
<i>1,36-1,90</i>				0,230	0,212	0,226			
<i>1,91-2,40</i>				0,201	0,163	0,193			
<i>2,41-3,09</i>				0,178	0,136	0,170			
<i>\$3.10</i>									
Nature des murs				0,015	0,248	0,060			
<i>Béton, pierre, parpin</i>				0,060	0,271	0,101			
<i>Semi-dur</i>				0,880	0,473	0,801			
<i>Banco</i>				0,039	0,006	0,032			
<i>Paille</i>				0,007	0,001	0,006			
<i>Autres</i>									
Matériau du toit				0,007	0,028	0,011			
<i>Ciment-tuile</i>				0,249	0,884	0,372			
<i>Tôle ondulée</i>				0,367	0,053	0,306			
<i>Terrasse banco</i>				0,357	0,021	0,292			
<i>Chaume</i>				0,020	0,015	0,019			
<i>Autres</i>									
Matériau du sol				0,002	0,043	0,010			
<i>Carreau</i>				0,196	0,829	0,318			
<i>Ciment</i>				0,777	0,119	0,649			
<i>Terre battue</i>				0,026	0,008	0,022			
<i>Autres</i>									
Type d'aisance				0,002	0,061	0,014			
<i>W.C..</i>				0,067	0,420	0,135			
<i>Latrines privées</i>				0,072	0,330	0,122			
<i>Latrines communes</i>				0,022	0,073	0,032			
<i>Toilettes publiques</i>				0,833	0,102	0,691			
<i>Dans la nature</i>				0,004	0,014	0,006			
<i>Autres</i>									
Evacuation ordures				0,020	0,178	0,051			
<i>Poubelle</i>				0,740	0,423	0,679			
<i>Tas d'immondices</i>				0,072	0,138	0,085			
<i>Fosse</i>				0,015	0,188	0,048			
<i>Décharge publique</i>				0,152	0,073	0,137			
<i>Autres</i>									
N pondéré	6936	1669	8605	N pondéré	6936	1669	8605		

(1) Les catégories des variables liées au logement et confort expriment un classement ordinal par ordre *croissant* – lorsque l'on se déplace vers le bas – de précarité.

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

Tableau A2 : Effets marginaux de l'estimation logistique multinomiale de la distribution du niveau de vie en termes d'actifs selon les quintiles - facteur d'économie d'échelle = 0 - Burkina Faso 1994-95

Variables/ Caractéristiques	Variation de probabilité des quintiles de la distribution du niveau de vie consécutive aux variations des caractéristiques : 1 = très pauvres ; 5 = riches ¹									
	Quintiles des actifs des ménages									
	1		2		3		4		5	
	Ef. mg.	t ²	Ef. mg.	t ²	Ef. mg.	t ²	Ef. mg.	t ²	Ef. mg.	t ²
Constante	-0,420	-6,294*	-0,506	-3,915*	0,158	1,609	0,611	7,049*	0,156	2,889*
Statut du travail³										
Salarié non protégé	0,149	2,008*	0,205	1,517	0,070	0,887	-0,234	-3,722*	-0,191	-5,740*
Indép. non agricole ¹⁰	0,165	2,387*	0,400	3,352*	-0,054	-0,735	-0,312	-5,464*	-0,199	-6,601*
Agricult. progressif	0,159	2,287*	0,357	2,976*	0,026	0,359	-0,302	-5,233*	-0,240	-7,436*
Agricult. subsistance	0,223	3,330*	0,510	4,395*	0,013	0,190	-0,439	-7,836*	-0,307	-10,097*
Eleveur	0,140	1,992**	0,413	3,454*	0,002	0,038	-0,302	-5,088*	-0,254	-7,364*
Chômeur	0,222	2,625*	0,562	4,249*	-0,132	-1,337	-0,370	-4,967*	-0,281	-6,717*
Autre actif	0,206	2,847*	0,520	4,180*	0,010	0,123	-0,441	-5,925*	-0,296	-6,483*
Inactif	0,216	3,165*	0,476	4,007*	-0,054	-0,719	-0,454	-7,419*	-0,184	-5,731*
Education⁴										
Primaire	-0,047	-3,898*	-0,114	-5,741*	-0,004	-0,240	0,006	3,385*	0,105	9,400*
Sec. 1er cycle ⁵	-0,216	-2,362*	-0,197	-2,238*	0,066	0,934	0,101	1,682**	0,246	8,274*
Sec. 2e cycle & plus ⁶	-0,122	-2,704*	-0,306	-3,785*	0,009	0,157	0,114	2,519*	0,306	12,674*
Démographie										
Age	0,001	1,369	-0,004	-2,315*	-0,001	-0,563	-0,001	-0,648	0,005	3,329*
(Age) ²	-0,000	-1,121	0,000	2,307*	0,000	0,579	0,000	0,734	-0,000	-3,525*
Sexe	-0,079	-7,068*	-0,022	-1,102	0,059	2,317*	0,029	1,245	0,013	0,868
Taille du ménage	-0,008	-7,990*	-0,008	-6,820*	-0,003	-2,377*	0,010	8,505*	0,010	13,748*
Emploi/ménage⁷										
Employés (%)	0,000	2,039*	0,001	2,663*	-0,000	-1,555	-0,000	-1,593	-0,000	-0,193
Ethnie⁸										
Dioula et assimilés	0,006	1,040	0,044	3,718*	0,046	3,221*	-0,069	-5,022*	-0,028	-2,979*
Peuhl	0,113	7,744*	0,131	5,000*	0,060	1,823**	-0,206	-5,475*	-0,099	-3,782*
Local. spatiale⁹										
Ouest	0,187	5,502*	0,208	5,859*	-0,049	-1,398	-0,188	-6,026*	-0,159	-7,296*
Sud & Sud-Ouest	0,351	11,471*	0,405	11,757*	-0,085	-2,523*	-0,368	12,115*	-0,302	-13,892*
Centre-Nord	0,282	9,146*	0,279	8,508*	-0,024	-0,809	-0,310	11,394*	-0,226	-12,161*
Centre-Sud	0,225	6,930*	0,307	9,148*	0,006	0,198	-0,288	-9,899*	-0,251	-11,981*
Nord	0,412	12,676*	0,385	9,123*	-0,057	-1,206	-0,356	-7,463*	-0,383	-8,735*
Petites villes	0,186	4,988*	0,145	3,589*	-0,081	-2,140*	-0,159	-5,172*	-0,090	-5,133*
Transfert¹⁰	0,417	5,538*	-0,012	-0,968	-0,050	-3,035*	0,010	0,619	0,010	0,776
Log de vraisemblance					-11 082,99					
P ² (sig)					5367,65 (0,000)					
N pondéré					8 592					

(1) Dans l'estimation du modèle Logit multinomial, la variable dépendante du modèle se réfère aux quintiles du niveau de vie en termes monétaires ou d'actifs, le quintile le plus élevé de la distribution étant normalisé à zéro. Les effets marginaux représentent les dérivées partielles en ce qui concerne les caractéristiques. Ils sont évalués par rapport à la moyenne des autres caractéristiques ; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Base = salariés protégés ; (4) Base = sans instruction ; (5) Y compris l'enseignement professionnel avant le BEPC ; (6) Y compris l'enseignement professionnel après le BEPC ; (7) Pourcentage de personnes employées par ménage de 10 ans et plus ; (8) Base = Mossi et assimilés - y compris quelques étrangers; (9) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (10) Codés 1 si oui, 0 si non.

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.

Tableau A3 : Analyse de sensibilité : effets des changements structurels et démographiques sur la distribution du niveau de vie en termes d'actifs selon les quintiles - facteur d'économie d'échelle = 0 - Burkina Faso 1994-95

Paramètres	Probabilités prédites pour les ménages d'être localisés dans les quintiles de la distribution du niveau de vie suivants -7 = très pauvres ; 5 = riches				
Variables	Quintiles des actifs des ménages				
	1	2	3	4	5
Statut du travail					
Salarié protégé	0,023	0,024	0,139	0,420	0,393
Salarié non protégé	0,115	0,078	0,278	0,321	0,207
Indépendant non agricole ²	0,130	0,189	0,198	0,261	0,221
Agriculteur progressif	0,125	0,159	0,262	0,281	0,174
Agriculteur de subsistance	0,191	0,015	0,240	0,176	0,128
Éleveur	0,102	0,205	0,245	0,286	0,161
Chômeur	0,180	0,319	0,142	0,216	0,143
Autre actif	0,165	0,283	0,240	0,174	0,137
Inactif	0,186	0,232	0,185	0,147	0,250
Education					
Sans instruction	0,178	0,244	0,229	0,216	0,133
Primaire	0,131	0,168	0,229	0,238	0,233
Secondaire 1er cycle ³	0,025	0,116	0,242	0,195	0,422
Secondaire 2ème cycle et plus ⁴	0,063	0,063	0,174	0,170	0,530
Sexe					
Homme	0,160	0,236	0,225	0,203	0,176
Femme	0,286	0,209	0,164	0,174	0,166
Dimension du ménage					
Deux personnes	0,230	0,256	0,221	0,161	0,130
Quatre personnes	0,206	0,252	0,224	0,173	0,143
Six personnes	0,184	0,247	0,226	0,186	0,157
Huit personnes	0,164	0,240	0,226	0,198	0,172
Dix personnes	0,144	0,231	0,225	0,211	0,189
Emploi/ménage⁵					
Zéro	0,162	0,217	0,235	0,212	0,174
25	0,170	0,230	0,223	0,202	0,174
50	0,177	0,243	0,211	0,193	0,175
75	0,185	0,257	0,199	0,184	0,175
100	0,192	0,270	0,188	0,175	0,175
Ethnie					
Mossi et assimilés ⁶	0,158	0,225	0,213	0,222	0,184
Dioula et assimilés	0,158	0,256	0,242	0,177	0,166
Peuhl	0,315	0,253	0,204	0,104	0,123
Localisation spatiale					
Ouest	0,086	0,211	0,246	0,266	0,190
Sud & Sud-Ouest	0,317	0,312	0,162	0,122	0,085
Centre-Nord	0,205	0,244	0,246	0,169	0,134
Centre-Sud	0,115	0,294	0,283	0,189	0,116
Nord	0,469	0,217	0,146	0,116	0,050
Petites villes	0,086	0,157	0,214	0,271	0,271
Ouagadougou-Bobo-Dioulasso	0,009	0,069	0,214	0,355	0,353

(1) Les autres paramètres demeurent inchangés. Le total peut ne pas être égal à 100 compte tenu des arrondis ; (2) Indépendants évolutifs et involutifs ; (3) Y compris l'enseignement professionnel avant le BEPC ; (4) Y compris l'enseignement professionnel après le BEPC ; (5) 10 ans et plus ; (6) Y compris quelques étrangers.

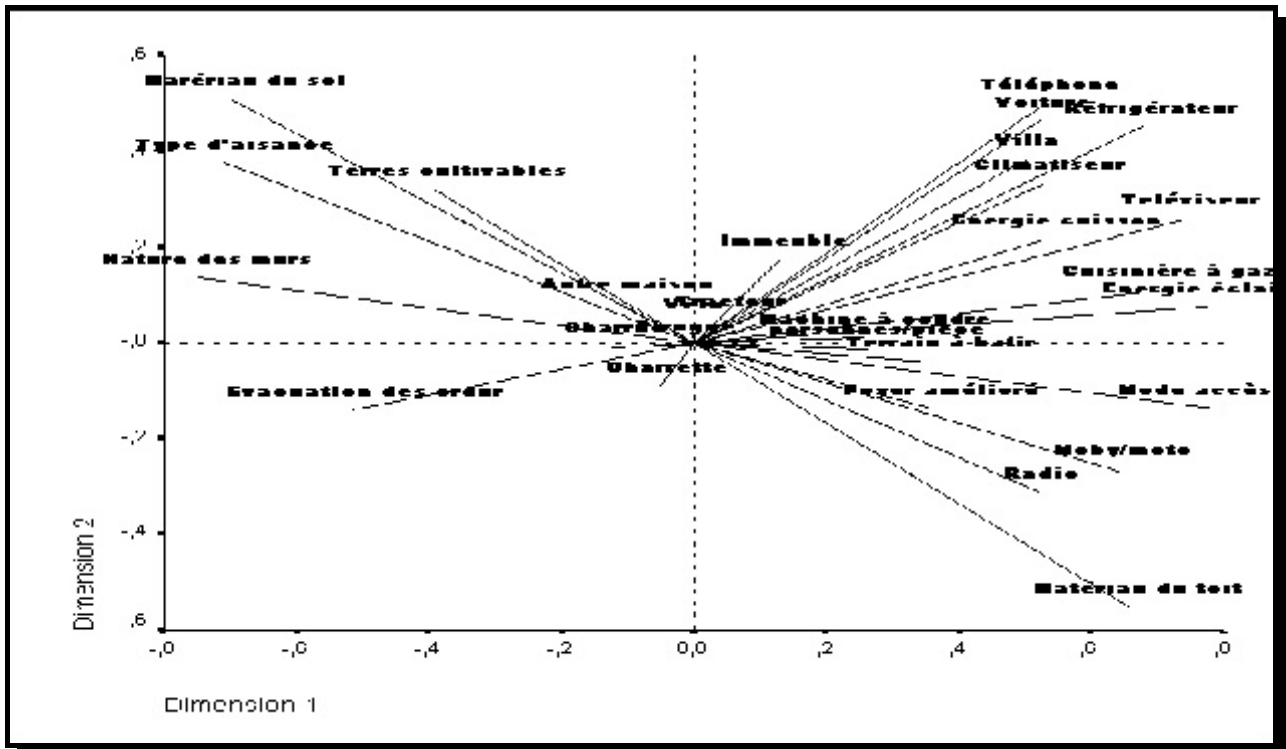


Figure A1 : Analyse en composantes principales non linéaire : coordonnées factorielles des actifs - Burkina Faso 1994-95

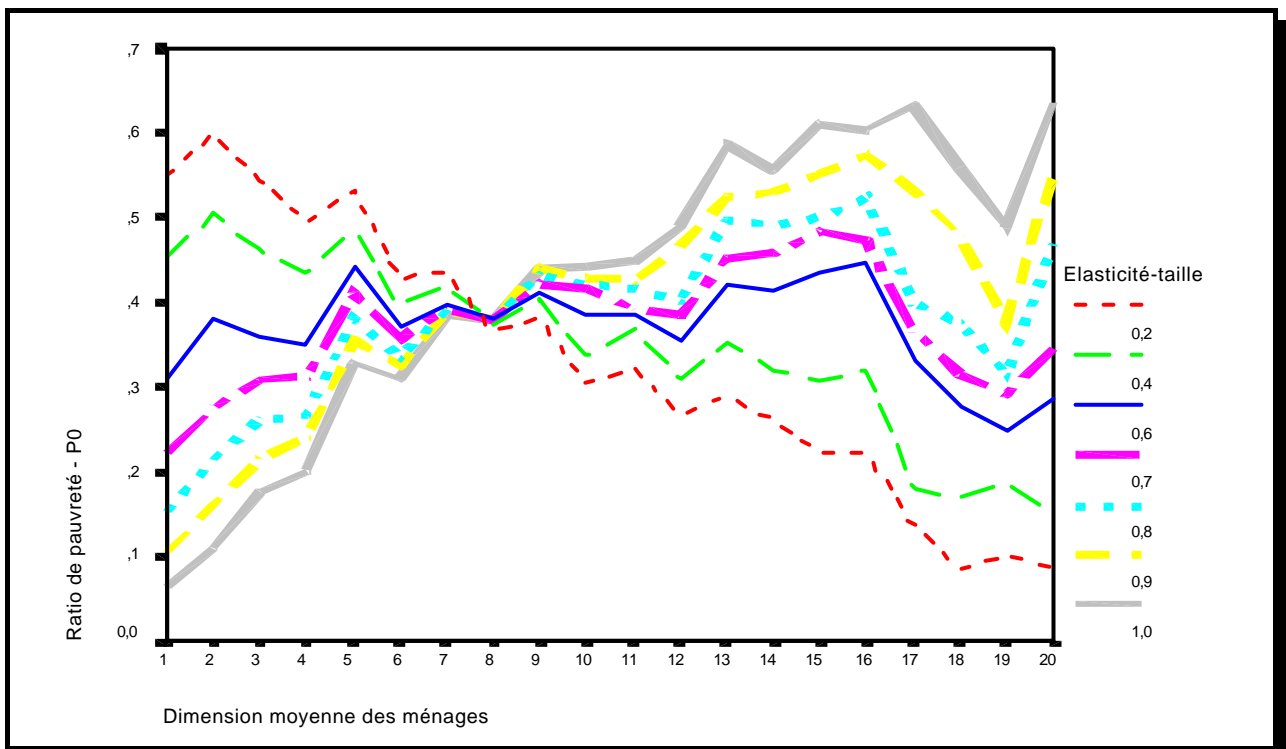


Figure A2 : Ratio de pauvreté - P0 -, dimension des ménages et élasticité-taille - Burkina Faso 1994-95

