

Gains féminins, allocation des biens et statut nutritionnel des enfants au Burkina Faso

par

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

Résumé

L'objectif de la présente recherche est de proposer un test économétrique de la validité relative des modèles de comportement du ménage unitaire et collectif, à l'aide des données de l'enquête prioritaire du Burkina Faso de 1994-95. Les résultats obtenus semblent justifier les enseignements des modèles non-coopératifs — le bien-être du groupe est fonction, en partie, de l'identité de celui qui est à l'origine des gains du ménage —, la littérature anthropologique africaine et ce que l'on observe couramment quant au fonctionnement des ménages sur ce continent. D'une part, l'estimation de fonctions de demande indique que la part des revenus des épouses ou femmes chefs de ménage affecte significativement : (i) positivement les dépenses alimentaires et en énergie, et : (ii) négativement les dépenses relatives aux cigarettes, tabac et matériel roulant des ménages. L'analyse montre que, lorsque ces dernières contribuent à la totalité des gains du ménage, il n'y aurait aucune variation de la dépense alimentaire des ménages si les dépenses totales étaient réduites de 2,6 pour-cent, relativement à la moyenne — pourcentage rehaussé lorsque tous les membres féminins du ménage sont pris en compte et pour les ménages pauvres. D'autre part, les équations réduites de nutrition suggèrent que, toutes choses égales par ailleurs, plus la part des revenus des femmes du ménage croît, plus la probabilité de malnutrition — insuffisance pondérale, retard de croissance et émaciation — des enfants de moins de 60 mois diminue. Par ailleurs, alors que la localisation géographique, l'éducation des mères, la structure par âge des enfants et l'accès aux services collectifs de santé et d'éducation affectent la nutrition des enfants, les coefficients des déterminants de l'insuffisance pondérale et de la malnutrition chronique apparaissent statistiquement différents selon le genre, et suggèrent un effet différentiel inhérent aux revenus féminins relatifs à l'avantage des garçons. Bien que des considérations d'équité et d'efficacité puissent justifier cette situation, l'adhésion aux règles du jeu des institutions de la société traditionnelle est probablement une explication plus convaincante que le fondement en termes de rationalité pure, même si la connexion entre les deux doit être gardée à l'esprit. Les résultats de la présente recherche ont des implications de politiques économiques, dans la mesure où la modification de la répartition des revenus intra-ménage constitue un moyen pour accroître les dépenses alimentaires, réduire les dépenses relatives au tabac et rehausser le statut nutritionnel des enfants — bien que, dans ce dernier cas, les garçons soient relativement plus favorisés que les filles. De même, le rehaussement du niveau d'éducation des femmes et le développement des biens collectifs en matière de santé et d'éducation, notamment en milieu rural, constituent de puissants facteurs susceptibles de contribuer à un meilleur statut nutritionnel des enfants.

Abstract

The objective of the present study is to provide an econometric test to the relative validity of collective and unitary household behavior models, with the help of data of the 1994-95 Burkina Faso household survey. Obtained results seem to justify conclusions of noncooperative approach where the well-being of the group is partly function of the identity of the income earner, the African anthropological literature and what one observes commonly as for the functioning of households on this continent. On the one hand, the estimation of demand functions indicates that the share of wives income influences significantly, positively food expenses and energy, and negatively expenses to cigarettes, tobacco and moving household equipment. The analysis shows that there would be no variation in food household expense if total expenses fell by 2,6 percent, with respect to the average provided this was accompanied by re-allocating all incomes to wives. On the other hand, reduced nutrition equations suggest that, all others things being equal, more the share of woman income of household grows, more the probability of malnutrition — height-for-age, weight-for-age and weight-for-height— of children of less of 60 month decreases. Furthermore, while the geographical location, the education of mothers, the structure by age of children and the access to collective health services and education influence the nutrition of children, coefficients of the weight-for-age and the chronic malnutrition appear statistically different according to the gender, and suggest an differential effect to the advantage of boys inherent to the share of wives income. Although of considerations of equity and efficiency could justify this situation, the adherence to rules of the game of the traditional society institutions is probably an explanation more convincing than the foundation in pure rationality terms, even if the connection between the two has to be kept in mind. Results of the present researches have economic policy implications, to the extent of the modification of intra-household distribution of income is a means to increase food expenses, to reduce relative expenses to the tobacco and to raise the nutritional status of children — although, in this last case, boys are relatively more favored than girls. Similarly, the increase of women education and the extension of collective goods concerning health and education, notably in rural areas, constitute powerful factors susceptible to contribute to a best anthropometric status of children.

Sommaire

| | | |
|----|--|----|
| 1. | Introduction | 1 |
| 2. | Ménage unitaire et ménage collectif | 1 |
| 3. | Gains féminins, allocation des biens et bien-être | 3 |
| 1 | <i>Concepts et méthode</i> | 3 |
| A. | Courbe d'Engel, spécification des biens et gains relatifs féminins | 3 |
| B. | Le choix des procédures économétriques | 6 |
| C. | Les sources statistiques | 7 |
| 2. | <i>Gains féminins et consommation intra-ménage</i> | 7 |
| A. | Gains féminins et fonctions de demande | 8 |
| B. | Gains féminins, pauvreté et spécifications économétriques | 11 |
| 4. | Gains féminins, anthropométrie et bien-être | 14 |
| 1 | <i>Concepts et méthode</i> | 14 |
| A. | Ménage et statut anthropométrique des enfants | 14 |
| B. | Modélisation et options économétriques | 16 |
| 2. | <i>Gains féminins et statut nutritionnel des enfants</i> | 18 |
| 3. | <i>Gains féminins, anthropométrie et genre des enfants</i> | 21 |
| 5. | Conclusion | 24 |
| | <i>Références bibliographiques</i> | 25 |
| | <i>Annexes</i> | 28 |

1. Introduction

L'analyse micro-économique appliquée au développement suppose fréquemment la prééminence de ménages constitués par un ensemble de personnes, partageant des options identiques quant aux décisions de consommation, de production et de loisir, et visant à maximiser une fonction de bien-être commune. En réalité, malgré son intérêt — par exemple, la simplicité, le ménage se comportant comme s'il n'y avait qu'un seul décideur —, ce modèle unitaire est fondé sur des hypothèses susceptibles d'en affaiblir sa portée. En particulier, la possibilité d'un contrôle différencié des revenus au sein du ménage pourrait conduire à rejeter l'un des fondements de base du modèle néo-classique, à savoir la mise en commun des ressources. Dans ces conditions, le bien-être du groupe dépend en partie de l'identité de celui qui est à l'origine des gains du ménage.

Cette nouvelle perspective analytique, modélisant le ménage comme une entité collective composée d'individus ayant des préférences différenciées, s'appuie sur un double constat. D'une part, les bases théoriques du modèle unitaire demeurent fragiles. D'autre part, les analyses empiriques dans maints pays en développement tendent plutôt à renforcer l'idée du modèle collectif. En outre, le contraste entre les deux approches dépasse le débat purement académique, dans la mesure où le rejet de l'hypothèse de mise en commun des ressources suscite des orientations de politique économiques assez différentes de celles qui sont préconisées dans le cadre du modèle unitaire.

La présente recherche s'inscrit dans cette perspective. A partir des données nationales inhérentes à l'enquête prioritaire du Burkina Faso de 1984-95, elle tente d'examiner l'impact d'un accroissement des ressources du ménage générées par les membres de sexe féminin, tant au niveau de l'allocation des biens dans le ménage qu'en ce qui concerne le statut anthropométrique des enfants. Après un bref rappel des approches unitaire et collective du ménage — deuxième partie —, l'impact des gains relatifs féminins quant à la consommation intra-ménage est examiné dans la troisième partie. La relation entre les revenus relatifs féminins, le statut anthropométrique des enfants et le genre fait l'objet de la quatrième partie.

2. Ménage unitaire et ménage collectif

Le modèle néoclassique du ménage — élaboré surtout dans le cadre de la famille nucléaire — suppose que ce dernier se comporte «comme si» il tentait de répartir le temps et autres dotations de ses membres afin de satisfaire un ensemble de préférences communes. En d'autres termes, ce processus, impliquant une mise en commun des ressources et leur agrégation sous la forme de préférences familiales, conduit à la conclusion que le ménage se comporte comme s'il avait une fonction d'utilité néoclassique. Par exemple, cela peut survenir si les couples partagent les mêmes préférences. Mais, d'une manière plus réaliste, on peut supposer qu'un preneur de décision dominant répartit les gains du mariage, afin de rémunérer l'autre époux pour un montant supérieur à ce qu'il obtiendrait en tant que personne seule ou dans le cadre d'une union alternative. En outre, les membres non-dominants du mariage doivent être incités à répartir leur temps en fonction des autres ressources du ménage, de manière à réaliser l'objectif de production fixé par le membre dominant. Ainsi, le modèle néoclassique de la famille suppose qu'existe un accord entre les individus quant au meilleur moyen de combiner le temps disponible, l'achat des biens sur le marché et la production domestique, en vue de l'obtention d'une ensemble de biens susceptibles de maximiser un indice commun de bien-être¹. Dans ce cadre, le concept d'altruisme de Becker ou l'existence d'une fonction de bien-être social — associée à une répartition des revenus intra-ménage déterminée par les «valeurs éthiques» du membre marginal —, concourent à rationaliser cette approche.

Or, comme le rappelle Schultz, si ce modèle est modifié pour tenir compte des préférences distinctes des membres de la famille, les conflits d'intérêt doivent être résolus par un mécanisme particulier de négociation². Cela signifie que les situations où les membres du ménage exercent un droit qui leur est propre quant à la répartition des ressources intra-familiales, ne peuvent être analysées dans le cadre du modèle néoclassique de maximisation de l'utilité familiale intégrée. C'est pour s'accommoder de ces faits qu'un cadre théorique alternatif a été tenté³. A cet égard, l'une des premières approches fut celle de McElroy et Horney qui proposèrent un modèle comportement du ménage fondé sur un processus de négociation de Nash⁴. Dans le modèle collectif de McElroy et Horney de type coopératif, chaque membre du ménage a une fonction d'utilité et un «seuil de menace» — le niveau d'utilité maximale à l'extérieur du ménage. Plus ce dernier est élevé, plus forte est la valorisation des biens par l'individu en termes de demande au ménage. Les prix, les revenus de la propriété et les paramètres inhérents aux potentialités des individus extérieures au ménage affectent ce seuil de menace. Dans ce contexte, les deux auteurs dérivent un système de fonctions de demande et d'offre de travail, et montrent que la statique comparative du modèle de Nash généralise celles du modèle néoclassique. Néanmoins, ce modèle contraste avec l'approche néoclassique sur deux points importants. D'une part, alors que la mise en commun des ressources du ménage est fondamentale dans le modèle néoclassique, dans le modèle collectif coopératif de McElroy et Horney c'est l'identité de

¹ Ce type de modèle a été appliqué pour traiter d'autres sujets que celui de la demande habituelle : éducation, offre de travail, fécondité, etc.

² Schultz, [1990].

³ Schultz fait référence à une étude portant sur la Thaïlande. Pour un bon résumé de ces modèles, voir Meignel [1997].

⁴ McElroy, Horney [1981]. La négociation de Nash fait référence à des articles de Nash en 1950 et 1953 dans *Econometrica*.

celui qui contrôle les divers revenus qui compte. D'autre part, le modèle de Nash considère que le coût d'opportunité des membres du ménage est important quant à la répartition intra-ménage du revenu, et donc pour les demandes du ménage, et est influencé par un ensemble de paramètres environnementaux extra-ménage — probabilité pour les femmes de travailler à l'extérieur du ménage, législation concernant le soutien des enfants, fiscalité associée au mariage, ratios selon le genre des marchés du mariage, etc. Or, il n'en est rien dans l'approche néoclassique pour laquelle seuls les gains de la propriété spécifiques aux individus ne représentent que l'un des nombreux déterminants potentiels du coût d'opportunité des membres du ménage⁵. Il importe de noter que dans les modèles coopératifs, en général, les individus ont le choix entre demeurer seuls ou former un ménage. Dans ce dernier cas, l'utilité du mariage doit contrebalancer l'utilité associée au fait de rester seul⁶. De ce fait, la constitution d'un ménage est à l'origine d'un surplus dont il convient de déterminer les règles de répartition. Dans le modèle coopératif de McElroy et Horney, la distribution du surplus est fondée, dans le cadre de la théorie des jeux, sur un processus de négociation lié à un seuil de menace, lui-même fonction d'un ensemble de paramètres d'environnement extra-ménage, précédemment notés. Toutefois, selon d'autres approches, les règles de répartition du surplus, même si elles sont importantes, doivent être déterminées par l'analyse empirique a posteriori, plutôt que postulées a priori. Cette approche, représentée en particulier par Chiappori, suggère que les décisions du ménage sont toujours efficientes au sens de Pareto⁷.

En réalité, la reconnaissance de l'individualité des membres du ménage peut être réalisée dans le contexte de modèles collectifs non coopératifs. Cette approche, développée par Ulph⁸ et d'autres auteurs⁹, est fondée sur l'hypothèse que les individus ne peuvent être liés par des obligations irrévocables et des contrats exécutoires. Au contraire, les actions des individus sont conditionnées par les actions des autres personnes. Par exemple, Haddad et Hoddinott, citant Katz, indiquent que le ménage est appréhendé «comme un lieu d'économies spécifiques selon le genre, en grande partie isolées, liées par des droits réciproques sur le revenu, la terre, les biens et le travail des différents membres». Ainsi, le lien entre les ressources de l'épouse et le mari est distendu, la première ne réagissant aux changements du second quant à la distribution des ressources qu'en fonction de ses propres besoins. Un des avantages de cette approche est qu'elle prédit qu'une altération de la part des gains du groupe générés par les membres de ce dernier induit des modifications quant à la demande de biens pour le ménage. La présente étude s'inscrivant dans ce contexte, une brève présentation du modèle de Ulph apparaît utile¹⁰.

Soit un ménage pour lequel les décisions en matière de dépenses sont effectuées par deux personnes, m et f. Le ménage acquiert au moins deux biens, pour lesquels on admet que m et f sont en désaccord sur l'ordre des préférences pour au moins un sous-ensemble de ces biens. Soient X_f un vecteur d'achats issu du revenu de f — Y_f —, et X_m les dépenses à partir des gains de m — Y_m . On admet également que : (i) X_f peut comporter les biens consommés par f, m ou communs au ménage ; (ii) $Y = Y_f + Y_m$; (iii) p = vecteur des prix associés à chaque bien. Dans ce contexte, la solution non-coopérative de Nash conduit à un équilibre que l'on peut caractériser comme suit. Les décisions de f en matière de dépenses sont réalisées en considérant que X_m est donné et X_f est effectué tel que : $\max U_f(X_m, X_f)$ sous la contrainte : $p \cdot X_f \leq Y_f$. A cet égard, il existe un unique Y_f tel qu'il soit possible de dériver une fonction de demande $A : Y_f = R_f(X_m, p, Y_f)$. De même, il existe une fonction similaire B pour m : $Y_m = R_m(X_f, p, Y_m)$. A cet égard, l'équilibre de Nash est le couple Y_f et Y_m qui satisfait simultanément A et B, la demande de ces biens étant dépendante de p , Y_m et Y_f . Par ailleurs, le modèle de Ulph génère plusieurs conclusions intéressantes. En premier lieu, si une personne dérive l'essentiel des gains du ménage, l'allocation du revenu total du ménage inhérente aux choix de cet individu peut être maintenue en tant qu'équilibre de Nash. Ainsi, ce dernier est compatible avec une situation où les préférences d'une personne dominent. En deuxième lieu, lorsque la proportion des gains d'une personne du groupe croît sur l'intervalle $[0,1]$, la part des dépenses du ménage consacrées aux biens préférés par cette personne s'élève également, la part des biens préférés par l'autre membre diminuant, tandis que le ratio de la consommation collectivement choisie dépendra de l'identité de celui qui a la plus forte aversion relative pour les biens préférés par l'autre. En troisième lieu, si les individus sont en désaccord quant à l'ordre des préférences pour certains biens, le modèle de Ulph suggère qu'il est de leur intérêt de mettre en oeuvre des «stratégies d'achat» de manière à pourvoir le ménage d'un montant minimum de ces biens. Un tel résultat est cohérent avec le fait qu'en Afrique, les femmes participent au marché du travail afin que le ménage puisse acquérir certains biens¹¹. En dernier lieu, la théorie enseigne que la capacité des individus à faire valoir leurs préférences est fonction de la perception de leur contribution au ménage, une idée déjà avancée par Sen¹².

Ce contexte analytique constitue le cadre de la présente recherche. L'objectif est de tester sur un plan économétrique la véracité des modèles non-coopératifs par rapport à deux conséquences possibles du fonctionnement du ménage. D'une part, l'impact de la variation des gains relatifs féminins sur les ratios budgétaires du ménage. D'autre part,

⁵ Schultz [1990] souligne bien ce point. «Le défi pour le modèle néo-classique survient si le revenu de la propriété [rentes, dividendes, intérêts, gains du capital] de différents membres du ménage affecte différemment l'allocation des ressources du ménage».

⁶ Existence d'économies d'échelle, etc.

⁷ Chiappori [1992]. Une conséquence de cette approche est que l'hypothèse d'efficacité est suffisante pour générer de solides restrictions testables sur le comportement du ménage.

⁸ Ulph [1988].

⁹ Par exemple, Woolley [1988].

¹⁰ L'exposé suit la présentation effectuée par Hoddinott, Haddad [1995].

¹¹ Hoddinott, Haddad [1995].

¹² En d'autres termes, la distribution des revenus du ménage est visiblement appréhendée.

l'effet d'un rehaussement des revenus relatifs féminins sur le statut anthropométrique des enfants. Dans ce dernier cas, les préférences des parents peuvent être guidées par des motifs d'équité — assurer que les tous les enfants soient traités de manière similaire ou selon les préférences exprimées, en fonction du genre, par exemple —, et d'efficacité — maximiser le rendement de leur investissement dans les enfants.

3. Gains féminins, allocation des biens et bien-être

Après avoir spécifié les éléments conceptuels et méthodologiques permettant d'appréhender la relation entre les gains relatifs féminins et l'allocation des biens intra-ménage, les résultats économétriques seront présentés.

1. Concepts et méthode

A. Courbe d'Engel, spécification des biens et gains relatifs féminins

L'analyse de l'impact des revenus relatifs féminins sur la consommation des ménages est fondée sur l'estimation de fonctions de demande, inspirées de la forme fonctionnelle de la courbe d'Engel proposée par Working. Ces dernières relient la part des dépenses sur chaque bien i au logarithme de la dépense totale du ménage x , ainsi qu'aux caractéristiques socio-économiques et démographiques z de ce dernier¹³. En outre, la proportion des gains monétaires féminins du ménage, f , est censée appréhender les préférences des femmes quant à la structure de la consommation du groupe¹⁴. L'équation [1] exprime cette relation — n , γ_{ij} , et u_i étant, respectivement, la taille du ménage¹⁵, la structure démographique du groupe et le terme aléatoire¹⁶.

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \ln(x/n) + \eta_i \ln(n) + v_i f + \sum_{j=1}^{J-1} \gamma_{ij} (n_j/n) + \delta_j z + u_i \quad [1]$$

La forme fonctionnelle de l'équation [1] appelle plusieurs observations. Premièrement, le choix des biens est fonction des données disponibles et de la structure de la consommation locale. A cet égard, l'enquête prioritaire du Burkina Faso de 1994-95 — présentée ultérieurement — et l'importance relative des consommations alimentaires dans le budget total du ménage, permettent de prendre en considération les biens suivants : (i) alimentation ; (ii) énergie¹⁷ ; (iii) mil ; (iv) riz ; (v) autres graminées, céréales, pain et dioscoracées¹⁸ ; (vi) poisson et viandes ; (vii) huiles, arachides et condiments ; (viii) légumes, fruits et divers¹⁹ ; (ix) boissons alcoolisées ; (x) cigarettes et tabac ; (xi) voyage, transport et loisirs ; (xii) matériel roulant²⁰, essence et divers²¹. Il est à souligner que l'alimentation exclut une très faible partie des dépenses alimentaires des ménages qui n'ont pu être convenablement spécifiées lors de l'enquête²². De même, notons que, parmi les dépenses alimentaires, seul le mil représente une part substantielle de la dépense totale — 17,9 pour-cent —, la proportion des autres biens précédemment spécifiés étant de 3,5 — riz —, 6,8 — autres graminées —, 5,0 — poisson et viandes —, 7,7 — huiles, arachides et condiments —, 3,8 — légumes, fruits et divers — et 2,6 pour-cent — boissons alcoolisées²³.

Deuxièmement, bien que la dépense totale et la dimension du ménage jouent un rôle important dans l'explication de la demande, il importe de tenir compte de la composition démographique de ce dernier. De ce fait, γ_{ij} , représentant la structure démographique du ménage, est pris en compte à l'aide des $J-1$ ratios (n_j/n) . Dans la présente étude, dix classes démographiques — $J=10$ — ont été spécifiées, respectivement, pour les hommes et les femmes : 0-4 ans ; 5-9 ans ; 10-14 ans ; 15-54 ans ; plus de 54 ans. Néanmoins, $J-1$ classes sont incorporées dans l'équation [1], et les femmes de plus de 54 ans constituent la base.

¹³ Cette forme fonctionnelle est utilisée par maints auteurs. Voir, par exemple, Deaton [1987].

¹⁴ Cette approche suit celle de Hoddinott, Haddad [1995].

¹⁵ La prise en considération du logarithme de la taille du ménage permet de tenir compte de l'influence des variations de la dimension du ménage sur les dépenses, même lorsque l'on a contrôlé par la dépense par tête et la configuration démographique du ménage.

¹⁶ On note que β_i est un indicateur du type de biens. Si $\beta_i > 0$, la part de la dépense sur le bien i croît avec la dépense totale et l'élasticité revenu est supérieure à 1 — biens de luxe ; et, inversement pour les biens de première nécessité.

¹⁷ Charbon, bois, gaz et électricité.

¹⁸ Maïs, niébé, farines, igname, tubercules et pain.

¹⁹ Légumes, tomates, fruits, cola et sucre.

²⁰ Vélo, mobylettes, moto et véhicules.

²¹ Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant.

²² Dépenses classées sous la rubrique «Autres dépenses alimentaires». Par ailleurs, certaines dépenses étaient répertoriées au niveau de «Ensemble alimentation», alors que cette dernière rubrique aurait dû regrouper l'ensemble des dépenses alimentaires du ménage. De ce fait, il a été préférable d'exclure ces rubriques, soit 5,8 pour-cent des dépenses alimentaires — la part des dépenses alimentaires totales dans la consommation des ménages est de 58,4 pour-cent.

²³ La part des autres dépenses prises en compte est la suivante : (i) cigarettes et tabac : 1,5 pour-cent ; (ii) voyage et loisirs : 1,1 pour-cent ; (iii) matériel roulant : 2,6 pour-cent. Le tableau A1 en annexe indique les proportions des biens i dans la dépense totale pour l'échantillon des ménages considérés. On notera que les proportions de la dépense des différents biens précédemment indiquées sont assez proches de celles qui sont affichées au tableau A1.

Troisièmement, z se réfère aux caractéristiques socio-économiques et géographiques du ménage. S'agissant du Burkina Faso, trois éléments ont été considérés : (i) la localisation géographique selon les grandes régions et les milieux

Tableau 1 : Contribution des membres féminins du ménage au revenu du groupe selon les sources, le milieu et le niveau de vie — pourcentage — Burkina Faso 1994-95¹

| Niveau de vie/milieu | Pauvres | | | Non pauvres | | | Ensemble ² | | |
|--------------------------------------|---------|--------|-------|-------------|--------|-------|-----------------------|--------|-------|
| | Rural | Urbain | Total | Rural | Urbain | Total | Rural | Urbain | Total |
| Epouses & chefs de ménage | | | | | | | | | |
| Salariat | 0,1 | 0,7 | 0,1 | 4,8 | 8,6 | 7,0 | 0,8 | 5,9 | 2,1 |
| Propre compte | 3,9 | 10,8 | 4,3 | 8,5 | 10,7 | 9,7 | 6,9 | 12,8 | 8,4 |
| Agriculture | 18,9 | 13,9 | 18,6 | 12,6 | 1,2 | 6,1 | 16,5 | 3,1 | 13,1 |
| Total | 22,9 | 25,4 | 23,0 | 26,0 | 20,5 | 22,8 | 24,2 | 21,8 | 23,6 |
| N (pondéré) | 1463 | 86 | 1549 | 586 | 779 | 1365 | 3540 | 1216 | 4756 |
| Ensemble membres féminins | | | | | | | | | |
| Salariat | 0,1 | 1,2 | 0,2 | 5,5 | 9,3 | 7,7 | 1,0 | 6,6 | 2,4 |
| Propre compte | 5,0 | 16,6 | 5,6 | 10,5 | 11,7 | 11,1 | 8,2 | 14,4 | 9,8 |
| Agriculture | 23,0 | 16,1 | 22,6 | 13,0 | 1,4 | 6,4 | 19,5 | 3,7 | 15,4 |
| Total | 28,2 | 33,8 | 28,5 | 29,0 | 22,3 | 25,2 | 28,6 | 24,6 | 27,6 |
| N (pondéré) | 1543 | 91 | 1635 | 608 | 811 | 1419 | 3706 | 1265 | 4971 |

(1) Il s'agit des revenus perçus au cours des 30 derniers jours — hors transferts — liés aux activités principales et secondaires des actifs ; (2) Les éléments inhérents au groupe des intermédiaires ne sont pas affichés.

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

urbains : Ouest, Sud-Sud-Ouest, Centre-Nord, Centre-Sud, Nord, autres villes, Ouagadougou-Bobo-Dioulasso (base) ; (ii) l'appartenance ethnique : Mossi et assimilés²⁴ (base), Dioula et assimilés, Peulh ; (iii) le statut sur le marché du travail : salarié — protégé et non protégé —, travailleur indépendant, agriculteur, autre statut (base)²⁵.

Quatrièmement, l'appréhension de la proportion des revenus féminins appelle des commentaires spécifiques. Dans l'enquête auprès des ménages du Burkina Faso de 1994-95, les revenus sont collectés à deux niveaux. Tout d'abord, les revenus — monétaires et non monétaires — sont appréhendés au niveau du ménage selon leurs sources — productions agricoles, y compris la vente d'animaux ; entreprises ou activités non agricoles ; salaires et revenus non agricoles sur commission ; transferts, versements et autres. En fait, il est quasiment impossible de répartir ces revenus agrégés du groupe selon le lien de parenté avec le chef de ménage et le sexe des individus, sauf si l'on admet dans certains cas — par exemple, pour les productions agricoles — des hypothèses forte fondées sur une division du travail inhérente au contexte de la société traditionnelle et au lieu de résidence²⁶. Une telle procédure peut comporter une part d'arbitraire, bien qu'elle puisse s'imposer lorsque les revenus individuels ne sont pas disponibles — ce qui est le cas de maintes enquêtes auprès des ménages. En fait, dans le cas du Burkina Faso, les revenus monétaires ont été également appréhendés au niveau individuel. Certes, la comparaison des deux approches montre que les recoupements sont imparfaits, puisque l'approche ménage englobe une masse plus importante de revenus par rapport à la somme des gains individuels — activités principales et secondaires. Ainsi, la part de la somme des revenus individuels dans le total des revenus du ménage n'est que de 41,6 pour-cent — hors transferts. Toutefois, ce constat est dû essentiellement à deux éléments²⁷ : (i) l'absence des revenus non monétaires agricoles en ce qui concerne l'approche individuelle, alors que ces derniers sont englobés par les gains enregistrés au niveau du ménage ; (ii) l'absence des revenus monétaires des apprentis et aides familiaux non concernés par l'approche individuelle. Or, ces statuts du travail dominant le milieu rural, surtout pour les travailleurs secondaires des ménages — notamment les femmes —, et les revenus monétaires versés demeurent marginaux²⁸. Par conséquent, dans le cas du Burkina Faso, il semble préférable d'utiliser les revenus évalués au niveau du ménage lorsque ces derniers constituent l'élément central de l'analyse. Par contre, si la recherche se propose d'appréhender les comportements des individus, il semble souhaitable d'utiliser les informations inhérentes aux revenus individuels.

Ainsi, dans la présente étude, la proportion des gains monétaires féminins a été appréhendée à partir des informations inhérentes aux revenus individuels. S'agissant des épouses ou des femmes chefs de ménage — pour diverses

²⁴ Y compris quelques étrangers.

²⁵ Inactif, chômeur et autre actif.

²⁶ Cette approche est utilisée par Hodinott, Haddad [1995] dans le cas de la Côte d'Ivoire. Par exemple, ils supposent que «le cacao, le café et l'igname sont toujours des 'cultures d'hommes'. Les noix de coco, le palmier à huile, les banane, les arachide, la cassave, le taro, les patates douces et les légumes sont considérées comme des 'cultures de femmes'».

²⁷ Evidemment, l'incertitude des enquêtes quant à la collecte directe des revenus ne doit pas être sous-estimée.

²⁸ Au Burkina Faso, 87,6 pour-cent des femmes actives sont aides familiales et 3,6 pour-cent ont une entreprise agricole. Dans le milieu rural, ces deux proportions s'élèvent, respectivement, à 91,4 et 3,4 pour-cent. Lachaud [1997].

raisons —, les données disponibles montrent que sur 7 757 ménages éligibles²⁹, 5 314 avaient des revenus individuels positifs - soit 68,5 pour-cent, le déficit étant essentiellement imputable aux revenus des agriculteurs de subsistance³⁰. Finalement, 4 756 ménages ayant à la fois des revenus monétaires féminins — épouses ou chefs de ménage féminins actifs — positifs ou nuls, et englobant un ou plusieurs conjoints — y compris les ménages ayant une femme à leur tête — ont été pris en considération. Il est à remarquer que les revenus pris en compte concernent les gains individuels inhérents aux activités principales et secondaires exercées au cours des 30 derniers jours, et que les rentrées de fonds liées aux transferts des ménages n'ont pu être réparties selon le genre. Si l'on s'attache à présent aux gains du ménage inhérents à l'ensemble des femmes appartenant à ce dernier, l'échantillon est de 4 971 ménages. Le tableau 1 résume la contribution des membres féminins du ménage au revenu du groupe selon les sources, le milieu et le niveau de vie. A cet égard, on observe que la part des revenus monétaires de l'épouse du chef équivaut à 23,6 pour-cent du revenu monétaire total du ménage³¹, et que, par rapport à cette proportion, 2,1, 8,4 et 13,1 pour-cent sont issus, respectivement, du salariat, du travail indépendant et de l'agriculture. En outre, la part des revenus monétaires féminins est plus faible en milieu urbain qu'en milieu rural — 21,8 pour-cent contre 24,2 pour-cent³², ainsi que parmi les groupes les plus aisés, comparativement aux pauvres, notamment dans les zones urbaines³³. Ajoutons que la prise en compte de l'ensemble des femmes du ménage rehausse la part relative des gains féminins à 27,6 pour-cent.

B. *Le choix des procédures économétriques*

L'estimation économétrique des fonctions de demande des différents biens se heurte à plusieurs difficultés. Tout d'abord, les informations relatives à la consommation des différents biens — y compris les biens alimentaires pour les raisons antérieurement indiquées — sont censurées à gauche. Dans le cas présent, cela signifie que les données observées englobent des consommations nulles³⁴. Dans ces conditions, la détermination des paramètres de l'équation [1] par les moindres carrés génère des estimateurs biaisés et nécessite l'utilisation d'autres méthodes d'estimation³⁵. Ensuite, certaines variables explicatives de l'équation [1] peuvent être endogènes et, donc, corrélées avec le terme aléatoire u_i . En particulier, ce biais de simultanéité peut concerner deux variables. D'une part, la dépense par tête, dans la mesure où certains biens — le mil, par exemple — constituent une part importante de la consommation totale³⁶. D'autre part, la part des gains féminins peut être autant liée à l'offre de travail qu'à une décision de consommation. Enfin, il se peut que le modèle de consommation des ménages pauvres soit plus stable que celui des ménages aisés. En d'autres termes, les variances du terme aléatoire peuvent différer selon les types de ménages — hétéroscédasticité —, ce qui peut générer des paramètres non efficaces, bien que non biaisés et convergents.

Dans le cas de la présente recherche, ces considérations ont conduit à : (i) effectuer les tests d'exogénéité par rapport aux deux variables précédemment indiquées ; (ii) estimer, le cas échéant, les paramètres de [1] à l'aide du modèle tobit à équations simultanées — maximum de vraisemblance à information complète ; (iii) corriger les biais éventuels d'hétéroscédasticité. D'une manière plus précise, l'approche méthodologique utilisée — assez différentes des études disponibles sur cette question — a été la suivante. En premier lieu, les tests d'exogénéité ont été réalisés selon l'approche proposée par Blundell et Smith³⁷ pour les modèles tobit à équations simultanées. A cet égard, la procédure utilisée consiste à : (i) estimer la relation, d'une part, entre le log de la dépenses par tête et un ensemble de variables instrumentales³⁸ à l'aide

²⁹ Sur les 8608 ménages de l'échantillon, 851 ménages n'ayant pas de conjoints ou n'étant pas gérés par une femme ont été éliminés.

³⁰ Ces revenus sont en grande partie non monétaires. A cet égard, environ 50 pour-cent des agriculteurs de subsistance indiquaient des revenus monétaires.

³¹ Proportion assez proche de celle trouvée par Hoddinott, Haddad [1995] en Côte d'Ivoire : 20,1 pour-cent. On note que ce résultat diffère légèrement de celui qui a été par ailleurs indiqué — Lachaud [1997] — pour des raisons liées à la méthode d'évaluation.

³² Naturellement, la structure de la répartition varie selon le milieu : 0,8, 6,9 et 16,5 pour-cent, respectivement, pour le salariat, le travail indépendant et le travail agricole en milieu rural, contre 5,9, 12,8 et 3,1 pour-cent, respectivement, dans les zones urbaines.

³³ Ce résultat est dû en partie à la faiblesse relative des taux d'offre de travail féminins en milieu urbain, comparativement aux zones rurales — 39,9 et 80,2 pour-cent, respectivement. Toutefois, le faible écart quant à l'incidence relative des gains féminins selon le milieu s'explique par la prépondérance des statuts d'aides familiales dans les campagnes.

³⁴ Le degré de censure varie selon les types de biens. Il est en général faible pour l'ensemble des biens alimentaires — 6,7 pour-cent — et l'énergie — 1,3 pour-cent. Par contre, pour les autres biens alimentaires il est compris entre 20 et 30 pour-cent — sauf le riz où il est de 48,3 pour-cent —, tandis que pour les consommations non alimentaires prises en compte, il est de 60 à 80 pour-cent.

³⁵ Si l'on prenait en compte uniquement les valeurs positives inhérentes aux consommations, les données seraient tronquées. Mais, même dans ce cas, l'utilisation des moindres carrés conduit à des estimateurs biaisés.

³⁶ De ce fait, l'estimation d'une courbe d'Engel peut conduire à régresser, en partie, une variable sur elle-même.

³⁷ Blundell, Smith [1986].

³⁸ S'agissant de la dépense par tête, les variables instrumentales suivantes ont été utilisées : (i) revenu total du ménage ; (ii) niveau d'instruction du chef de ménage ; (iii) possession d'un immeuble ou d'une villa ; (iv) possession d'un tracteur ; (v) possession d'une voiture ; (vi) téléviseur, réfrigérateur, cuisine au gaz, climatiseur ou téléphone ; (vii) nombre de pièces d'habitation par personne ; (viii) nombre de boeufs et d'ânes ; (ix) nombre de moutons et de chèvres ; (x) nombre de salariés dans l'exploitation agricole ; (xi) nombre de personnes dans la principale entreprise non agricole.

des moindres carrés et, d'autre part, la part des gains féminins avec un autre groupe de variables instrumentales³⁹ par la procédure tobit⁴⁰, tout en conservant les résidus ; (ii) estimer les équations [1] par le modèle à équations simultanées par le maximum de vraisemblance, y compris les vecteurs des résidus précédents en tant que variables indépendantes additionnelles ; (iii) tester, à l'aide du t, les hypothèses jointes que les coefficients des résidus sont égaux à zéro. A cet égard, le résultat des tests a montré que l'hypothèse d'exogénéité devait être rejetée pour neuf équations sur douze en ce qui concerne le log du revenu par tête⁴¹, mais seulement pour trois d'entre elles s'agissant de la part des gains féminins⁴².

En second lieu, de tels résultats ont conduit à estimer, lorsque cela était nécessaire, la forme fonctionnelle [1] à l'aide du modèle tobit à équations simultanées suivant⁴³.

$$\mathbf{w}_{1i}^* = \alpha_{1i} + \beta_{1i} \ln(\mathbf{x}/n) + \eta_{1i} \ln(n) + v_{1i} \mathbf{f} + \sum_{j=1}^{J-1} \gamma_{1ij} (n_{1j}/n) + \delta_{1i} \mathbf{z} + \mathbf{u}_{1i} \quad [2]$$

$$\mathbf{w}_{2i} = \ln(\mathbf{x}/n)_{2i} = \pi_{2i} \mathbf{t} + \epsilon_{2i} \quad [3]$$

avec $\text{corr}[\mathbf{u}_{1i}, \epsilon_{2i}] = \rho_{12}$. L'équation [2] est le modèle tobit correspondant à [1], tandis que [2] permet d'estimer par les moindres carrés la relation entre le log de la dépense par tête et un ensemble de variables instrumentales \mathbf{t} . On notera que cette approche conduit à estimer le vecteur des coefficients $\theta = [\mathbf{b}, \pi, \rho, \sigma_{12}]$, si : (i) \mathbf{b} = vecteur des coefficients de [2] ; (ii) π = vecteur des coefficients de [3] ; (iii) $\rho = \sigma_{12}/\sigma_2^{244}$; (iv) $\sigma_{12} = [\sigma_1^2(1-\rho^2)]^{1/2}$. Par ailleurs, étant donné le faible nombre de cas où la part des gains féminins est endogène, la simultanéité de cette dernière avec la variable dépendante est prise en compte à l'aide des valeurs prédites issues de l'estimation tobit préliminaire la concernant.

Troisièmement, les tests du multiplicateur de Lagrange ont permis de vérifier l'hypothèse nulle d'homoscédasticité, notamment par rapport au niveau de vie. L'hétéroscédasticité a ensuite été corrigée.

Quatrièmement, afin de vérifier la robustesse des procédures précédentes, plusieurs estimations économétriques alternatives ont été effectuées⁴⁵ : (i) prise en compte de l'effet quadratique du log de la dépense par tête pour tenir compte des non linéarités quant au niveau de vie ; (ii) moindres carrés non linéaires par la maximisation d'une fonction de vraisemblance tenant compte de l'endogénéité du log de la dépense par tête ; (iii) doubles moindres carrés ; (iv) fonction de survie sous l'hypothèse de distributions alternatives — normale, Weibull et logistique. En effet, les fonctions de vraisemblance des modèles paramétriques de survie sont similaires à celles des modèles tobit. De ce fait, à l'aide de quelques transformations, il est possible d'estimer le modèle tobit simple avec une variété de distributions alternatives. Les modèles de survie interprètent comme le log d'une variable de durée qui peut être censurée au niveau d'une valeur positive donnée⁴⁶.

C. Les sources statistiques

Les données utilisées dans présente étude sont inhérentes à 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 ménages⁴⁷, ayant pour base de sondage l'enquête démographique de 1991. Les informations utilisées proviennent uniquement du questionnaire relatif aux ménages, ce dernier comprenant les informations suivantes : chef de ménage, composition démographique du ménage, santé, éducation — 6 ans et plus —, emploi — principal, secondaire et précédent pour les personnes 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, avoirs du ménage⁴⁸ et anthropométrie.

Une analyse préliminaire des informations ait été réalisée au cours de l'année 1995⁴⁹, tandis qu'une recherche plus approfondie s'est efforcée d'explorer les relations entre la pauvreté, la vulnérabilité et la participation au marché du travail⁵⁰. A cet égard, les études précédemment citées ont eu à opérer préalablement des choix méthodologiques dont deux

³⁹ Quant à la part des revenus féminins, les variables instrumentales concernent : (i) âge des femmes ; (ii) niveau d'instruction des femmes ; (iii) différentiel d'années d'instruction chef de ménage-femmes ; (iv) statut des femmes sur le marché du travail — protégé ou non protégé ; (v) nombre de salariés ou d'employés dans les entreprises agricoles ; (vi) nombre de salariés ou d'employés dans les entreprises non agricoles ; (vii) localisation géographique ; (viii) appartenance ethnique.

⁴⁰ Le modèle tobit est également utilisé pour tenir compte de la censure à gauche de la variable inhérente à la part des revenus féminins — maintes femmes ayant des gains nuls.

⁴¹ L'exogénéité du log de la dépense par tête est admise pour : (i) poissons et viandes ; (ii) alcool ; (iii) voyage et loisirs.

⁴² S'agissant de la part des gains féminins, l'hypothèse d'endogénéité concerne : (i) énergie ; (ii) autres graminées ; (iii) matériel roulant et divers. En outre, l'endogénéité simultanée s'observe pour ces trois biens.

⁴³ Blundell, Smith [1986].

⁴⁴ On notera que ce paramètre permet de tester l'hypothèse d'exogénéité du log de la dépense par tête.

⁴⁵ On indiquera uniquement celles qui seront présentées.

⁴⁶ Dans ce cas, le biais de simultanéité est pris en compte à l'aide des valeurs prédites.

⁴⁷ En fait, les fichiers disponibles comportent 8 642 ménages.

⁴⁸ Une présentation détaillée de l'enquête est contenue dans Institut national de la statistique et de la démographie [1994a].

⁴⁹ Institut national de la statistique et de la démographie [1996a], [1996b].

⁵⁰ Lachaud [1997].

d'entre eux présentent un intérêt pour notre propos. En premier lieu, la pauvreté a été appréhendée par rapport à un seuil de 41 099 F.Cfa par habitant et par année, et, le cas échéant, un seuil d'extrême pauvreté de 31 749 F.Cfa par personne et par année. A cet égard, ces seuils absolus ont été déterminés par rapport à une norme de besoins journaliers en calories, auxquels une proportion de dépenses non alimentaires a été ajoutée. Dans le cas de la présente étude, les ménages pauvres sont identifiés

Tableau 2 : Coefficients de régression des estimations tobit à équations simultanées — maximum de vraisemblance à information complète — des courbes d'Engel pour différents biens — Burkina Faso 1994-95¹

| Paramètres | Alimentation ⁹ | | Energie ¹⁰ | | Mil | | Riz | | Aut. graminées, céréales, pain et dioscoréacées ¹¹ | | Poissons et viandes | |
|--|---------------------------|----------------|-----------------------|----------------|---------|----------------|---------|----------------|---|----------------|---------------------|----------------|
| | β | t ² | β | t ² | β | t ² | β | t ² | β | t ² | β | t ² |
| Constante | 20,647 | 18,075* | 4,477 | 18,970* | 13,453 | 16,898* | -2,260 | -4,288* | 1,872 | 3,382* | -0,119 | -0,580 |
| Log dépenses ménage/tête³ | -1,328 | -14,581* | -0,242 | -13,177* | -1,144 | -17,234* | 0,204 | 4,705* | -0,114 | -2,509* | 0,001 | 0,529 |
| Log taille du ménage | -0,485 | -7,012* | -0,259 | -16,079* | -0,179 | -3,803* | 0,154 | 4,679* | 0,143 | 4,878* | -0,034 | -1,885** |
| Revenu monétaire féminin⁴ | 0,236 | 2,198* | 0,233 | 4,587* | 0,146 | 1,982* | 0,001 | 0,110 | 0,207 | 2,176* | -0,039 | -1,462 |
| Démographie⁵ | | | | | | | | | | | | |
| Enfants M— <5 ans | -1,044 | -2,207* | -0,166 | -1,599 | -0,910 | -3,114* | -0,001 | -0,006 | -0,456 | -2,188* | 0,624 | 4,499* |
| Enfants M— 5-9 ans | -0,090 | -0,222 | -0,266 | -2,421* | -0,176 | -0,566 | 0,216 | 0,974 | -0,350 | -1,659** | 0,505 | 3,949* |
| Enfants M— 9-14 ans | -0,496 | -0,943 | 0,040 | 0,370 | 0,319 | 0,921 | -0,481 | -1,891** | -0,673 | -2,930* | 0,336 | 2,356* |
| Adultes M — 15-54 ans | -0,489 | -1,165 | -0,208 | -2,582* | -0,004 | -0,017 | 0,107 | 0,629 | -0,546 | -2,935* | 0,530 | 4,784* |
| Adultes M — >54 ans | -1,138 | -2,166* | -0,198 | -1,602 | -0,072 | -0,177 | -1,798 | -5,849* | -0,907 | -3,267* | 0,469 | 2,647* |
| Enfants F— <5 ans | -0,935 | -1,961* | -0,018 | -0,174 | -0,870 | -2,886* | -0,139 | -0,677 | -0,197 | -0,934 | 0,566 | 4,519* |
| Enfants F— 5-9 ans | -0,564 | -1,089 | -0,128 | -1,244 | 0,181 | 0,570 | -0,086 | -0,412 | -0,787 | -3,461* | 0,321 | 2,402* |
| Enfants F— 9-14 ans | -0,407 | -0,733 | 0,295 | 2,642* | -0,588 | -1,632 | -0,477 | -1,982* | 0,136 | 0,626 | 0,361 | 2,593* |
| Adultes F — 15-54 ans | -0,506 | -1,322 | -0,083 | -1,175 | -0,234 | -1,021 | -0,247 | -1,536 | -0,077 | -0,446 | 0,343 | 3,405* |
| Localisation géographique⁶ | | | | | | | | | | | | |
| Ouest | 0,120 | 0,755 | -0,414 | -10,891* | 0,450 | 4,046* | -0,143 | -2,109* | 0,258 | 3,877* | 0,266 | 6,902* |
| Sud & Sud-Ouest | -0,163 | -1,106 | -0,366 | -8,557* | 1,216 | 10,478* | -0,257 | -3,683* | -0,107 | -1,572 | -0,063 | -1,530 |
| Centre-Nord | 0,302 | 1,878** | -0,431 | -12,291* | 1,321 | 12,144* | -0,338 | -5,089* | -0,205 | -2,932* | 0,271 | 7,434* |
| Centre-Sud | -0,813 | -5,815* | -0,369 | -10,997* | 0,775 | 7,418* | -0,132 | -2,071* | -0,803 | -11,440* | -0,047 | -1,282 |
| Nord | 0,294 | 1,494 | -0,399 | -8,493* | 1,752 | 13,071* | -0,471 | -4,718* | -0,681 | -7,002* | 0,033 | 0,574 |
| Petites villes | -0,598 | -0,329 | -0,140 | -3,754* | 0,615 | 4,527* | 0,001 | 0,061 | -0,118 | -1,456 | 0,048 | 1,129 |
| Ethnie⁷ | | | | | | | | | | | | |
| Dioula et assimilés | 0,900 | 10,386* | -0,023 | -1,128 | 0,302 | 5,130* | 0,079 | 2,108* | 0,077 | 2,140* | 0,025 | 1,140 |
| Peuhl | 0,316 | 2,120* | -0,146 | -3,548* | 0,141 | 1,401 | -0,087 | -1,170 | -0,145 | -2,052* | -0,062 | -1,413 |
| Statut⁸ | | | | | | | | | | | | |
| Salarié | -0,119 | -0,663 | -0,115 | -2,598* | -0,598 | -4,295* | -0,001 | -0,064 | -0,001 | -0,088 | 0,044 | 0,918 |
| Indépendant non agricole | -0,340 | -2,549* | 0,039 | 1,218 | -0,397 | -4,507* | 0,221 | 3,792* | -0,195 | -3,091* | 0,150 | 4,350* |
| Agriculteur | 0,478 | 3,421* | -0,064 | -1,958* | 0,346 | 3,422* | -0,168 | -2,468* | 0,253 | 3,718* | -0,014 | -0,367 |
| σ_{12}/σ_2^2 | 0,427 | 4,645* | -0,142 | -6,987* | 0,391 | 5,522* | 0,244 | -0,678 | 0,115 | 2,435* | 0,613 ¹³ | 83,574* |
| $s(u_{1i}, \epsilon_{2i})$ | 2,326 | 91,726* | 0,539 | 176,978* | 1,569 | 99,788* | 0,952 | 1,618 | 0,978 | 108,329* | - | - |
| Log de vraisemblance | | 5852,78 | | 13446,90 | | 6013,67 | | 5063,86 | | 7991,02 | | 4325,66 |
| Chi ² (sig) | | 452,97 (0,000) | | 331,24 (0,000) | | 847,54 (0,000) | | 192,30 (0,000) | | 325,85 (0,000) | | 139,19 (0,000) |
| σ_1^2 | | 0,054 | | 0,003 | | 0,025 | | 0,009 | | 0,009 | | - |
| σ_2^2 | | 0,389 | | 0,389 | | 0,389 | | 0,389 | | 0,389 | | - |
| N | | 4744 | | 4744 | | 4743 | | 4743 | | 4744 | | 4744 |

(1) La variable dépendante est la proportion des dépenses du bien i dans le budget total du ménage. Tous les coefficients sont multipliés par 10. A la suite du test du multiplicateur de Lagrange, la correction pour hétéroscédasticité a été effectuée ; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; par ailleurs, les erreurs type tiennent compte de l'hétéroscédasticité ; (3) Log des dépenses totales réelles du ménage par tête. Il s'agit d'une variable instrumentale dans le cas où le test d'exogénéité fondé sur l'approche de Blundell, Smith [1986] est significatif — équation de régression non reproduite ; (4) Proportion du revenu monétaire féminin. Il s'agit d'une variable instrumentale dans le cas où le test d'exogénéité fondé sur l'approche de Blundell, Smith [1986] est significatif — voir texte ; (5) Les variables inhérentes à la démographie sont fondées sur la proportion de personnes dans chaque catégorie j ; base = proportion de femmes de plus de 54 ans ; (6) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (7) Base = Mossi et assimilés - y compris quelques étrangers ; (8) Base = inactifs, chômeur et autres actifs ; (9) L'alimentation comprend toutes les dépenses alimentaires, sauf celles — minoritaires — qui n'ont pas pu être spécifiées lors de l'enquête — voir texte ; (10) Charbon, bois, gaz et électricité ; (11) Maïs, niébé, farines, igname, tubercules et pain ; (12) Test du rapport de vraisemblance par rapport au vecteur des coefficients $\theta = [\beta, \Pi, \rho, \sigma_{12}]$, où β = coefficients du modèle tobit, Π = coefficients de la régression, ρ = coefficient de corrélation entre les résidus et σ_{12} = paramètre de variance. Le Chi² teste que tous les paramètres β sauf la constante sont nuls ; (13) Sigma — estimation tobit simple.

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.

par rapport au premier seuil de pauvreté. En deuxième lieu, les dépenses totales de consommation ont été calculées comme la somme des dépenses monétaires du ménage, de la consommation inhérente à la production du ménage, et de la valeur imputée des services provenant du logement⁵¹. 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.

2. Gains féminins et consommation intra-ménage

⁵¹ La valeur imputée à la propriété des biens durables n'est pas intégrée. Par ailleurs, les dépenses relatives à la santé et à l'éducation sont prises en compte. Institut national de la statistique et de la démographie [1996b], [1996b].

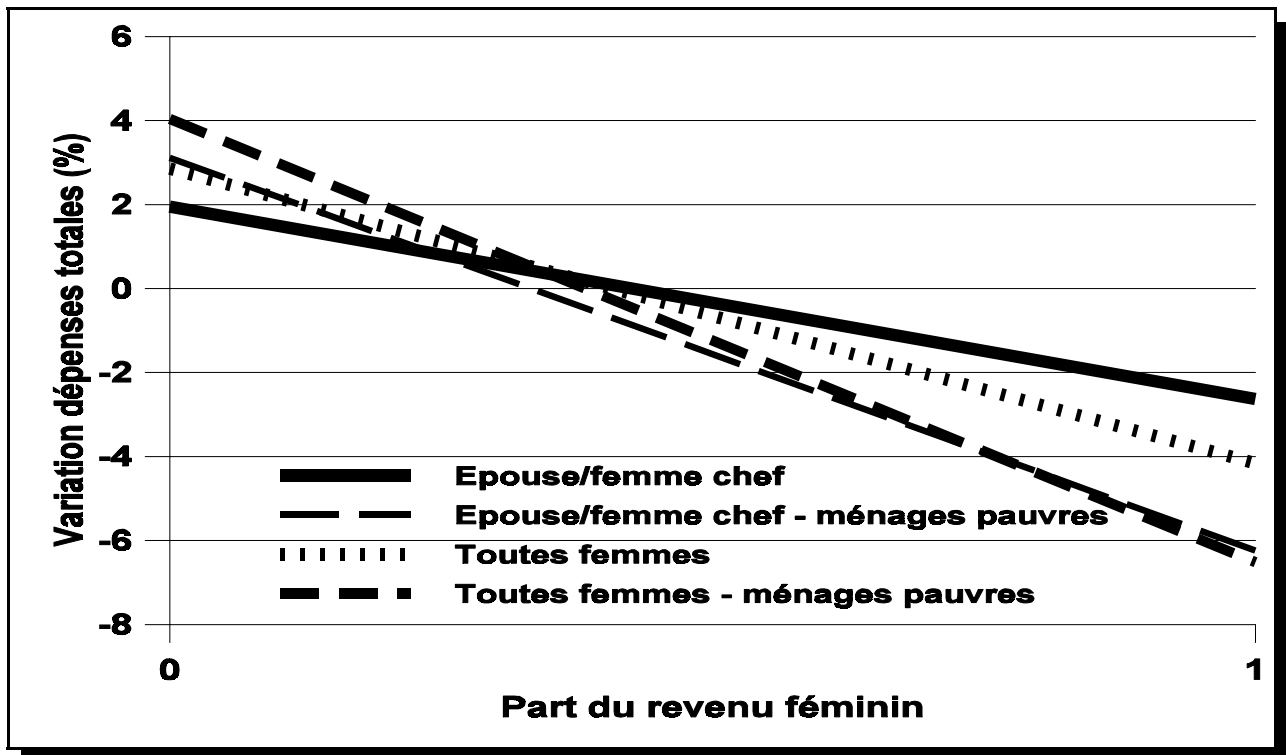


Figure 1 : Courbes d'indifférence en termes de dépenses alimentaires selon diverses spécifications

| | | | | | | | | |
|--|--------|--------|--------|---------|---------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Alimentation ¹ | 0,5021 | 0,5077 | 0,5133 | 0,5189 | 0,5258 | 1,1 | 2,2 | 3,6 |
| Energie ² | 0,0808 | 0,0864 | 0,0919 | 0,0973 | 0,1041 | 6,4 | 12,6 | 20,5 |
| Mil | 0,1616 | 0,1650 | 0,1689 | 0,1719 | 0,1762 | 2,4 | 4,2 | 6,8 |
| Riz | 0,0352 | 0,0354 | 0,0355 | 0,0357 | 0,0358 | 0,3 ⁷ | 0,8 ⁷ | 1,1 ⁷ |
| Aut. gram. céréales, pain, dioscoréacées ³ | 0,0721 | 0,0771 | 0,0819 | 0,0868 | 0,0929 | 6,2 | 12,6 | 20,5 |
| Poissons et viandes | 0,0543 | 0,0534 | 0,0524 | 0,0515 | 0,0503 | -1,9 ⁷ | -3,6 ⁷ | -5,8 ⁷ |
| Huiles, arachides et condiments | 0,0779 | 0,0795 | 0,0811 | 0,0827 | 0,0847 | 2,0 | 4,0 | 6,5 |
| Légumes, fruits et divers ⁴ | 0,0382 | 0,0405 | 0,0428 | 0,0451 | 0,0478 | 5,7 | 11,4 | 18,0 |
| Boissons alcoolisées | 0,0159 | 0,0238 | 0,0318 | 0,0397 | 0,0495 | 33,6 | 66,8 | 108,0 |
| Cigarettes et tabacs | 0,0175 | 0,0140 | 0,0106 | 0,0072 | 0,0030 | -24,3 | -48,6 | -78,6 |
| Voyage, transport et loisirs | 0,0095 | 0,0126 | 0,0156 | 0,0187 | 0,0225 | 23,8 ⁷ | 48,4 ⁷ | 78,6 ⁷ |
| Achat matériel roulant ⁵ , essence et divers ⁶ | 0,0519 | 0,0345 | 0,0171 | -0,0002 | -0,0216 | -50,4 | -100,6 | -162,6 |

(1) L'alimentation comprend toutes les dépenses alimentaires, sauf celles — minoritaires — qui n'ont pas pu être spécifiées lors de l'enquête — voir texte ; (2) Charbon, bois, gaz et électricité ; (3) Maïs, niébé, farines, igname, tubercules et pain ; (4) Légumes, tomates, fruits, cola et sucre ; (5) Vélo, mobylette, moto et véhicules ; (6) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant ; (7) Coefficients de régression non significatifs.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 et des résultats affichés au tableau 2.

A. Gains féminins et fonctions de demande

Considérons dans un premier temps l'impact des gains féminins inhérents à l'épouse — ou aux épouses — du chef de ménage ou aux femmes chefs de ménage. L'estimation des paramètres des courbes d'Engel — équations [2] et [3] — selon le modèle tobit à équations simultanées est présentée au tableau 2.

Tout d'abord, sur un plan économétrique, on notera que le paramètre de variance $\text{corr}[u_{1i}, \epsilon_{2i}] = \rho_{12}$ est significativement différent de zéro, ce qui indique la présence d'un biais de simultanéité par rapport au niveau de vie, et justifie le modèle à équations simultanées. Par ailleurs, on remarquera que, pour la plupart des biens alimentaires — sauf le riz, les poissons et les viandes — et l'énergie, les coefficients du log de la dépense par tête sont négatifs, ce qui traduit leur caractère de première nécessité. Par contre, l'inverse prévaut les boissons alcoolisées, le tabac, les voyages, transport et loisirs, et le matériel roulant, ce qui était attendu.

En fait, le résultat le plus important qui émane du tableau 2 est l'impact des gains relatifs féminins sur les proportions de biens consommés par les ménages, lorsque l'on contrôle par la composition démographique, le niveau de vie, la taille, la localisation géographique et l'appartenance ethnique de ces derniers. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, la part des revenus des épouses ou des femmes chefs de ménage affecte positivement et significativement l'ensemble des dépenses alimentaires et en énergie — charbon, bois, gaz et électricité — des ménages. Par ailleurs, parmi les premières, on observe un impact positif et significatif pour les biens suivants : (i) mil ; (ii) autres graminées, céréales pain et dioscoréacées — c'est-à-dire, maïs, niébé, farines, igname, tubercules et pain ; (iii) huiles arachides et condiments ; (iv) légumes, fruits, cola et sucre, et ; (v) boissons alcoolisées. Inversement, les gains relatifs des épouses ou chefs de ménage ont un effet négatif et significatif pour les dépenses relatives aux cigarettes, tabac, matériel roulant — vélo, mobylette, moto et véhicules —, essence et assurance.

De tels résultats confirment ceux obtenus pour la Côte d'Ivoire à partir de l'enquête de 1986-87, bien que ces derniers soient issus de procédures économétriques et d'une méthode de calcul des gains relatifs féminins différentes⁵². Par ailleurs, ils semblent justifier les enseignements des modèles non-coopératifs des ménages, la littérature anthropologique africaine⁵³ et ce que l'on observe couramment quant au fonctionnement des ménages sur ce continent. En effet, en Afrique, la plupart du temps, ce sont les femmes qui sont chargées d'acquiescer les biens alimentaires et de préparer les repas. Cette pratique, prévalant même en milieu urbain, est facilitée par la structure familiale étendue qui permet à certaines femmes adultes ou jeunes filles de demeurer au foyer pour s'occuper de la préparation des repas. En outre, le mode d'insertion des femmes sur le marché du travail n'est probablement pas étranger à cette pratique, puisque beaucoup d'entre elles ont des occupations commerciales leur permettant plus facilement, à la fois physiquement et financièrement, de pourvoir à l'approvisionnement du ménage. En Afrique de l'Ouest, lors des enquêtes auprès des ménages, il est assez courant qu'un chef du ménage masculin indique qu'il n'a aucune idée quant aux gains de son épouse, effectuant du commerce par exemple, mais que l'activité de cette dernière concourt à l'entretien alimentaire du ménage. Par contre, les revenus du mari sont consacrés à l'éducation des enfants ou aux autres dépenses importantes. Ainsi, le fait que les coefficients relatifs au tabac et à l'acquisition du matériel roulant soient négatifs confirment ce point de vue.

Il est à remarquer que, dans une certaine mesure, de tels résultats confortent — sans le justifier — la prééminence du modèle en termes de dichotomie «interne-externe»⁵⁴. Ce qui est «interne» caractérise la participation culturelle et sociale de la femme, à savoir la maison, la cours et les activités ménagères. Par contre, les hommes sont associés à ce qui est «externe», notamment la recherche de moyens d'existence et la participation politique.

Le tableau 3 présente les effets des variations de la part des revenus monétaires des femmes sur les ratios budgétaires selon plusieurs hypothèses inhérentes aux revenus des épouses ou femmes chefs de ménage : (i) revenus monétaires nuls ; (ii) revenus monétaires équivalent à la moyenne de l'échantillon ; (iii) revenus monétaires égaux à deux fois la moyenne de l'échantillon ; (iv) revenus monétaires égaux à trois fois la moyenne de l'échantillon ; (v) totalité des revenus monétaires du ménage. A cet égard, les enseignements du tableau 3 apparaissent intéressants. Tout d'abord, on observe que la proportion des dépenses alimentaires du ménage s'accroît de 1,1 et 2,2 pour-cent lorsque la part des gains du ménage issue de l'activité des épouses ou chefs de ménage est, respectivement, doublée et triplée. Ce résultat a une certaine importance dans la mesure où, en moyenne, plus de la moitié des dépenses alimentaires du ménage sont consacrées à l'alimentation. Ensuite, les effets de la variation des gains relatifs des femmes sur les ratios budgétaires varient selon les catégories de biens. Ainsi, le triplement des gains moyens relatifs féminins induit une élévation de 4,2, 12,6, 4,0 et 11,4 pour-cent des parts budgétaires, respectivement, pour : (i) le mil ; (ii) les autres graminées, céréales et pain ; (iii) les huiles arachides et condiments, et ; (iv) les légumes, fruits et divers. Par conséquent, les effets potentiels sont susceptibles de revêtir une certaine ampleur, les biens en question représentant, respectivement, 16,0, 7,3, 7,8 et 3,9 pour-cent des dépenses totales des ménages. Ajoutons que si ce supplément de dépenses alimentaires s'accompagne d'un rehaussement du contenu nutritionnel des différents biens, comme cela est parfois suggéré, les effets précédemment indiqués sont sous-estimés⁵⁵. L'existence d'une relation positive entre les gains relatifs féminins et le statut anthropométrique des enfants — quatrième partie — pourrait confirmer ce point de vue. Enfin, une multiplication par trois des gains relatifs féminins engendre une réduction de 50 et 100 pour-cent, respectivement, pour les parts budgétaires du tabac et du matériel roulant. Toutefois, les ménages ne consacrent, en moyenne, que 1,1 et 3,2 pour-cent de leurs dépenses respectivement pour l'acquisition de ces deux types de biens. Naturellement, lorsque la totalité des revenus du ménage sont générés par les femmes, l'ampleur des pourcentages précédents est considérablement rehaussée. Par exemple, les dépenses alimentaires du ménage s'élèvent de 3,6 pour-cent, tandis que celles inhérentes au mil et aux autres graminées et céréales sont accrues de 6,8 et 20,5 pour-cent, respectivement.

La figure 1 reconstruit les courbes d'indifférence en termes de dépenses alimentaires selon diverses spécifications. L'axe des ordonnées indique la variation des dépenses alimentaires totales du ménage, relativement à la moyenne, en pourcentage, tandis que sur l'axe des abscisses figure la part des gains du ménage générés par les femmes. Considérons le cas des revenus relatifs des épouses ou des femmes chefs de ménage. On constate que lorsque ces dernières contribuent à la totalité des gains du ménage, il n'y aurait aucune variation de la dépense alimentaire des ménages si les dépenses totales étaient réduites de 2,6 pour-cent, relativement à la moyenne⁵⁶. De même, la variation des dépenses totales du ménage, relativement à la moyenne, devrait croître de 1,9 pour-cent pour maintenir un même niveau de dépenses alimentaires, lorsque la part des revenus des épouses ou des femmes chefs de ménage est réduite à zéro. Ces résultats peuvent présenter une certaine importance en termes de politique économique. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, lorsque la demande agrégée diminue au cours de l'ajustement, un même niveau de vie peut être maintenu si une nouvelle distribution des

⁵² Hoddinott, Haddad [1995].

⁵³ Hoddinott et Haddad dans leur article sur la Côte d'Ivoire citent, par exemple, Guyer, Peters [1987].

⁵⁴ L'expression est de Bennett (1992).

⁵⁵ Hoddinott, Haddad [1995].

⁵⁶ Le calcul est effectué comme suit. Soit la part des dépenses alimentaires du ménage et les dépenses moyennes totales égales, respectivement, à 0,5119 et 692 093,54 F.Cfa. Le maintien des dépenses alimentaires à la moyenne implique que leur niveau soit de $0,5119 \times 692093,54$. Lorsque la part des gains féminins équivaut à 1, le ratio des dépenses alimentaires est de 0,5257. De ce fait, la variation de la dépense totale en pourcentage est : $PV1 = \{[(0,5119 \times 692093,5) / 0,5257] - 692093,5\} / 692093,5 = -2,6$. De même, lorsque les gains relatifs féminins sont nuls, la variation de la dépense totale en pourcentage PV0 est = $\{[(0,5119 \times 692093,5) / 0,5021] - 692093,5\} / 692093,5 = 2,0$.

revenus prévaut au sein des ménages. Sans exagérer la portée d'un tel phénomène, on peut penser que maints ménages touchés par le licenciement du principal support économique masculin, et ayant mis en oeuvre des stratégies de survie par la participation additionnelle de membres féminins sur le marché du travail, ont préservé — ou au moins limité la dégradation — leur niveau de vie en termes de dépenses alimentaires.

Quoiqu'il en soit, de tels résultats semblent plutôt renforcer les hypothèses des modèles non-coopératifs et affaiblir la véracité des modèles du ménage unitaire supposé maximiser une simple fonction de bien-être.

B. Gains féminins, pauvreté et spécifications économétriques

Les résultats précédemment présentés suggèrent un approfondissement analytique selon plusieurs spécifications. Dans le cas présent, la robustesse des conclusions précédente est examinée en fonction de trois

Tableau 4 : Coefficients de régression des parts des revenus féminins inhérents aux estimations tobit à équations simultanées — maximum de vraisemblance à information complète — des courbes d'Engel pour différents biens selon les membres féminins du ménage et le niveau de vie — Burkina Faso 1994-95⁹

| Paramètres Variables | Ensemble des membres féminins du ménage | | Pauvres ^{7,10} | | Non pauvres ^{8,10} | |
|--|--|----------------|-------------------------|----------------|-----------------------------|----------------|
| | β | t ² | β | t ² | β | t ² |
| Alimentation ¹ | 0,365 | 3,643* | 0,588 | 2,863* | -0,051 | -0,259 |
| Energie ² | 0,248 | 5,545* | 0,352 | 1,457 | 0,154 | 4,165* |
| Mil | -0,149 | -1,011 | -0,771 | -1,567 | -0,126 | -0,886 |
| Riz | 0,137 | 0,294 | -0,218 | -1,611 | -0,091 | -1,521 |
| Aut. graminées, céréales, pain, dioscoracées ³ | 0,240 | 3,009* | 0,777 | 2,596* | -0,065 | -0,827 |
| Poissons et viandes | -0,039 | -1,529 | -0,053 | -0,924 | 0,123 | 1,495 |
| Huiles, arachides et condiments | 0,079 | 2,717* | 0,095 | 1,714** | 0,012 | 0,247 |
| Légumes, fruits et divers ⁴ | 0,088 | 3,706* | 0,189 | 4,138* | 0,002 | 0,053 |
| Boissons alcoolisées | 0,382 | 7,285* | 0,270 | 2,565* | 0,134 | 0,730 |
| Cigarettes et tabacs | -0,125 | -3,861* | -0,121 | -2,328* | -0,243 | -2,905* |
| Voyage, transport et loisirs | -0,442 | -3,472* | -0,001 | -0,655 | 0,267 | 1,395 |
| Achat matériel roulant ⁵ , essence et divers ⁶ | 0,148 | 1,633 | -0,883 | -2,219* | -0,561 | -3,316* |
| N | | 4958 | | 1395 | | 1609 |

(1) L'alimentation comprend toutes les dépenses alimentaires, sauf celles — minoritaires — qui n'ont pas pu être spécifiées lors de l'enquête — voir texte ; (2) Charbon, bois, gaz et électricité ; (3) Maïs, niébé, farines, igname, tubercules et pain ; (4) Légumes, tomates, fruits, cola et sucre ; (5) Vélo, mobylette, moto et véhicules ; (6) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant ; (7) Le seuil de pauvreté est de 41 099 F.Cfa par année et par personne ; (8) 30 pour-cent du haut de la distribution ; (9) Tous les coefficients sont multipliés par 10 ; (10) Tous les tests du rapport de vraisemblance sont significatifs et justifient l'analyse séparée des pauvres et des non pauvres.

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 5 : Variations des ratios budgétaires selon la part des revenus de l'ensemble des femmes et le niveau de vie — Burkina Faso 1994-95

| Paramètres Variables | Tous ménages — part des revenus féminins (PRF) = ensemble des revenus féminins — % | | | Ménages pauvres — part des revenus féminins (PRF) = épouses et femmes chefs de ménage — % | | |
|--|--|---------------------|---------------------|---|---------------------|--------------------|
| | PRF = 2* moyenne | PRF = 3* moyenne | PRF = 1 | PRF = 2* moyenne | PRF = 3* moyenne | PRF = 1 |
| Alimentation ¹ | 2,0 | 4,0 | 5,2 | 2,2 | 4,5 | 7,5 |
| Energie ² | 7,9 | 15,8 | 20,8 | 8,1 ⁷ | 16,2 ⁷ | 27,2 ⁷ |
| Mil | -2,5 ⁷ | -4,9 ⁷ | -6,5 ⁷ | -6,9 ⁷ | -13,9 ⁷ | -23,3 ⁷ |
| Riz | 1,1 ⁷ | 2,3 ⁷ | 2,9 ⁷ | -27,7 ⁷ | -55,3 ⁷ | -92,4 ⁷ |
| Aut. gram. céréales, pain, dioscoracées ³ | 8,5 | 17,1 | 22,4 | 20,6 | 41,4 | 69,3 |
| Poissons et viandes | -2,1 ⁷ | -4,0 ⁷ | -5,3 ⁷ | -2,3 ⁷ | -4,6 ⁷ | -7,6 ⁷ |
| Huiles, arachides et condiments | 2,8 | 5,5 | 7,3 | 2,7 | 5,3 | 8,8 |
| Légumes, fruits et divers ⁴ | 6,2 | 12,1 | 15,8 | 12,4 | 24,6 | 41,2 |
| Boissons alcoolisées | 42,5 | 86,9 | 113,5 | 23,1 | 45,8 | 76,6 |
| Cigarettes et tabacs | -24,0 | -47,8 | -61,4 | -21,0 | -42,1 | -70,3 |
| Voyage, transport et loisirs | 32,9 | 65,8 | 86,3 | 278,0 ⁷ | 555,3 ⁷ | 928,0 ⁷ |
| Achat matériel roulant ⁵ , essence et divers ⁶ | -51,5 ⁷ | -103,1 ⁷ | -135,2 ⁷ | -66,3 | -132,5 | -221,6 |

(1) L'alimentation comprend toutes les dépenses alimentaires, sauf celles — minoritaires — qui n'ont pas pu être spécifiées lors de l'enquête — voir texte ; (2) Charbon, bois, gaz et électricité ; (3) Maïs, niébé, farines, igname, tubercules et pain ; (4) Légumes, tomates, fruits, cola et sucre ; (5) Vélo, mobylette, moto et véhicules ; (6) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant ; (7) Coefficients de régression non significatifs.

Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 et des résultats affichés au tableau 5.

éléments : (i) la prise en compte des gains de l'ensemble des membres féminins du ménage ; (ii) le niveau de vie du ménage, notamment la pauvreté ; (iii) des procédures économétriques alternatives.

En premier lieu, la prise en considération des revenus inhérents à l'ensemble des membres féminins du ménage⁵⁷ accentue les effets de la variation des parts des gains féminins du ménage sur la structure de la consommation. Tout d'abord, le tableau 4 indique que les coefficients des régressions tobit à équations simultanées sont significatifs et positifs pour la plupart des produits alimentaires — ensemble des biens alimentaires ; autres graminées, céréales, pain et dioscoracées ; huiles arachides et condiments ; légumes, fruits et divers ; boissons alcoolisées — et l'énergie, et significatifs et négatifs pour les cigarettes et tabac, d'une part, et les voyages, transports et loisirs, d'autre part. Exceptés ce dernier groupe de biens et le mil, le signe et le seuil de signification des coefficients sont proches de ce qui prévaut lorsque seules les épouses et les femmes chefs de ménage sont prises en compte. Par contre, le tableau 5 montre que l'effet de la variation des gains Par exemple, lorsque les femmes appartenant à des ménages pauvres génèrent la totalité des gains du ménage, la dépense alimentaire de ces derniers est inchangée si leurs dépenses totales étaient réduites de 6,5 pour-cent, relativement à la moyenne.

Tableau 6 : Coefficients de régression des parts des revenus féminins inhérents aux estimations des courbes d'Engel pour différents biens selon différentes spécifications économétriques — Burkina Faso 1994-95¹¹

| Paramètres Variables | Tobit à équations simultanées — Maximum de vraisemblance à information complète ⁸ | | Tobit à équations simultanées avec effet quadratique du niveau de vie ⁸ | | Moindres carrés non linéaires ^{7,8} | | Doubles moindres carrés ⁹ | | Modèles de survie | | | | | |
|--|--|----------------|--|----------------|--|----------------|--------------------------------------|----------------|----------------------|----------------|---------------------------------------|----------------|-------------------------|----------------|
| | | | | | | | | | Distribution normale | | Distribution de Weibull ¹² | | Distribution logistique | |
| | β | t ² | β | t ² | β | t ² | β | t ² | β | t ² | β | t ² | β | t ² |
| Alimentation ¹ | 0,236 | 2,198* | 0,236 | 2,179* | 1,532 | 2,423* | 0,080 | 0,134 | 0,239 | 2,202* | -0,001 | -0,046 | 0,145 | 1,423 |
| Energie ² | 0,233 | 4,587* | 0,229 | 4,463* | 6,995 | 11,445* | 0,689 | 3,432* | 0,191 | 3,652* | 0,103 | 2,858* | 0,128 | 2,662* |
| Mil | 0,146 | 1,982* | 0,147 | 1,997* | 2,429 | 1,485 | -0,010 | -0,317 | 0,149 | 1,963* | 0,080 | 1,143 | 0,043 | 0,748 |
| Riz | 0,001 | 0,110 | 0,002 | 0,033 | 5,173 | 2,420* | 0,294 | 1,991* | 0,008 | 0,167 | 0,029 | 0,774 | 0,031 | 0,761 |
| Aut. gram. céréales, pain, dioscoracées ³ | 0,207 | 2,176* | 0,217 | 2,281* | 7,398 | 4,918* | 0,618 | 2,499* | 0,207 | 2,188* | 0,262 | 4,017* | 0,113 | 1,325 |
| Poissons et viandes | -0,039 | -1,462 | -0,039 | -1,448 | -0,372 | -1,275 | -0,041 | - | -0,040 | -1,342 | -0,012 | -0,551 | -0,013 | -0,602 |
| Huiles, arachides et condiments | 0,067 | 2,204* | 0,066 | 2,176* | 5,321 | 1,457 | 0,181 | 2,028* | 0,047 | 1,665* | 0,069 | 2,885* | 0,068 | 2,514* |
| Légumes, fruits et divers ⁴ | 0,096 | 3,787* | 0,095 | 3,770* | 5,851 | 12,515* | -0,046 | 1,273 | 0,095 | * | 0,072 | 3,768* | 0,078 | 3,536* |
| Boissons alcoolisées | 0,336 | 5,993* | 0,337 | 5,997* | 1,738 | 5,404* | 0,112 | -0,466 | 0,336 | 3,803* | 0,312 | 6,495* | 0,094 | 4,776* |
| Cigarettes et tabacs | -0,144 | - | -0,143 | - | -2,973 | -4,381* | 0,040 | 4,396* | -0,145 | 5,964* | -0,047 | - | -0,047 | -3,207* |
| Voyage, transport et loisirs | 0,130 | 4,013* | 0,131 | 3,990* | 0,564 | 1,990* | 0,015 | 0,509 | 0,130 | -4,052* | 0,075 | 3,207* | -0,010 | -0,488 |
| Achat matériel roulant ⁵ , essence et divers ⁶ | -0,734 | 1,355 | -0,684 | 1,368 | -4,679 | -3,863* | 0,001 | 0,833 | -0,605 | 1,267 | -0,256 | 1,275 | -0,424 | -3,046* |
| | | - | | - | | | | 0,017 | | -3,409* | | - | | - |
| | | 4,049* | | 3,716* | | | | | | | | 3,937* | | |

(1) L'alimentation comprend toutes les dépenses alimentaires, sauf celles — minoritaires — qui n'ont pas pu être spécifiées lors de l'enquête — voir texte ; (2) Charbon, bois, gaz et électricité ; (3) Maïs, niébé, farines, igname, tubercules et pain ; (4) Légumes, tomates, fruits, cola et sucre ; (5) Vélo, mobylette, moto et véhicules ; (6) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant ; (7) Maximisation d'une fonction de vraisemblance d'équations simultanées — tobit et équation instrumentale — à l'aide de l'algorithme de Davidon, Fletcher, Powell ; (8) Estimation pondérée et correction pour hétéroscédasticité ; (9) L'estimation est effectuée par les moindres carrés ordinaires lorsque le test d'exogénéité n'est pas significatif ; Correction de White ; (10) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (11) Tous les coefficients sont multipliés par 10 ; (12) Avec hétérogénéité gamma.

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.

relatifs de l'ensemble des femmes rehausse l'impact sur la variation des ratios budgétaires. Par exemple, un triplement des revenus relatifs des femmes du ménage induit une augmentation de 4,0 et 17,1 pour-cent des ratios, respectivement, de l'ensemble des biens alimentaires et des autres graminées, céréales, pain et dioscoracées, contre, respectivement, 2,2 et 12,6 pour-cent lorsque seules les épouses et femmes chefs de ménage sont prises en compte. A cet égard, la figure 1 met en évidence ce phénomène. A présent, on observe que si la part des gains relatifs féminins sont nuls, la dépense totale du ménage doit être rehaussée de 2,9 pour-cent — contre 2,0 précédemment — pour maintenir le même niveau de dépenses alimentaires. De même, lorsque l'ensemble des femmes contribuent à la totalité des gains du ménage, il n'y aurait aucune variation de la dépense alimentaire des ménages si les dépenses totales étaient réduites de 4,2 pour-cent, relativement à la moyenne — 2,6 pour-cent précédemment. Dans ces conditions, il est clair que l'équilibre non-coopératif du ménage ne dépend pas uniquement du revenu des épouses et femmes chefs de ménage, mais de l'ensemble des gains inhérents à toutes les femmes du groupe. En fait, dans le contexte de l'Afrique subsaharienne, un tel résultat était attendu. En effet, lorsque les jeunes filles — mariées ou célibataires — appartenant au ménage participent au marché du travail, elles contribuent, financièrement et physiquement, avec leurs mères à la préparation des repas. Dans maintes situations, les jeunes filles exercent une activité commerciale et demeurent en contact avec les activités des marchés, tant en milieu urbain que dans les zones rurales.

En deuxième lieu, il apparaît que l'impact des gains relatifs féminins sur les ratios budgétaires est renforcé lorsque l'on considère les ménages pauvres. S'agissant des gains relatifs des épouses et des femmes chefs de ménage, les

⁵⁷ On rappelle que cette part s'élève à 27,6 pour-cent — contre 23,6 pour-cent pour les épouses et femmes chefs de ménage.

coefficients de régression inhérents à cette variable sont à présent significatifs et positifs pour l'ensemble des biens alimentaires, les autres graminées, céréales, pain et dioscoréacées, les légumes, fruits et divers, et les boissons alcoolisées. Par contre, ils sont négatifs pour les cigarettes et le matériel roulant. En outre, on remarquera la faible signification des coefficients inhérents aux ménages non pauvres — tableau 4. Dans ce contexte, on observe qu'un doublement de la part des revenus relatifs des épouses et des femmes chefs de ménage pauvres induit une élévation de 2,2 pour-cent du ratio des biens alimentaires, contre 1,1 pour-cent pour l'ensemble des ménages — tableaux 3 et 5. L'effet est d'ailleurs très accentué pour certains biens alimentaires comme les autres graminées, céréales, pain et dioscoréacées, alors qu'il est atténué pour les boissons alcoolisées. Ainsi, pour les premiers, un doublement de la part des revenus des épouses et des femmes chefs de ménage génère une augmentation de 20,6 pour-cent du ratio budgétaire des ménages pauvres, contre 6,2 pour-cent précédemment. Or, pour les boissons alcoolisées, les pourcentages sont respectivement de 23,1 et 33,6 — tableaux 3 et 5. La figure 1, inhérente aux courbes d'iso-dépenses de biens alimentaires, met en évidence la spécificité de la situation des ménages pauvres. Ainsi, il apparaît que lorsque les épouses ou les femmes chefs de ménage pauvres contribuent à la totalité des gains du ménage, il n'y aurait aucune variation de la dépense alimentaire de ces ménages si leurs dépenses totales étaient réduites de 6,2 pour-cent, relativement à la moyenne — contre 2,6 pour-cent pour l'ensemble des groupes. De même, la variation des dépenses totales des ménages pauvres, relativement à la moyenne, devrait croître de 3,1 pour-cent pour maintenir un même niveau de dépenses alimentaires, lorsque les épouses ou les femmes chefs de ménage n'apportent aucun revenu au groupe — 2,0 pour-cent pour la totalité des ménages. Ajoutons que si l'on considère les gains relatifs de l'ensemble des femmes localisés dans les ménages pauvres, les effets précédents sont sensiblement rehaussés — figure 1.

Le fait que l'impact des revenus relatifs féminins sur la consommation des ménages soit plus accentué dans les ménages pauvres que dans les autres n'est pas réellement surprenant. En effet, les informations relatives à l'enquête prioritaire de 1994-95 indiquent que les taux d'offre de travail féminin sont plus élevés dans les ménages pauvres, comparativement aux ménages non pauvres — surtout en milieu urbain⁵⁸. De plus, le tableau 1 tend à montrer que la part des gains féminins est inversement reliée au niveau de vie. Dans ces conditions, les politiques économiques visant à accroître la participation des femmes des ménages pauvres au marché du travail présentent un intérêt substantiel. En particulier, dans la mesure où les ménages dirigés par une femme sont particulièrement affectés par la pauvreté, il semble nécessaire que les politiques économiques accordent une attention spécifique à ces derniers⁵⁹.

En troisième lieu, le tableau 6 présente les coefficients inhérents aux gains relatifs féminins des diverses fonctions de demande selon plusieurs spécifications économétriques⁶⁰. A cet égard, il appelle plusieurs observations suggérant une relative similitude des résultats. Tout d'abord, on constate une similitude des résultats obtenus en ce qui concerne les estimations par les modèles tobit, les moindres carrés non linéaires et les modèles de survie, notamment en utilisant une distribution normale. En particulier, dans tous ces cas, on remarque que les coefficients relatifs à l'ensemble des biens alimentaires sont positifs et significatifs. On rappelle que, compte tenu de la configuration des données, c'est surtout avec ces modèles que les estimateurs sont non biaisés. Ensuite, il semble que les estimations par les doubles moindres carrés génèrent des résultats mitigés. Ainsi, dans ce cas, la cohérence avec le modèle tobit à équations simultanées n'est observée que pour deux biens alimentaires — autres graminées, céréales, pains et dioscoréacées ; boissons alcoolisées — et l'énergie. Enfin, il est à remarquer que, quelle que soit l'estimation utilisée, des résultats quasi-similaires prévalent pour près de la moitié des biens considérés. Il en est ainsi de : (i) énergie ; (ii) autres graminées, céréales, pains et dioscoréacées ; (iii) boissons alcoolisées ; (iv) cigarettes ; (v) matériel roulant, essence et divers.

4. Gains féminins, anthropométrie et bien-être

L'analyse économétrique de l'impact des gains relatifs féminins sur le statut anthropométrique des enfants de moins de 60 mois appelle au préalable quelques précisions conceptuelles et méthodologiques.

1. Concepts et méthode

A. Ménage et statut anthropométrique des enfants

En Afrique, en général, et au Burkina Faso, en particulier, le bien-être des ménages dépend de la situation nutritionnelle des enfants. Dans la présente recherche, les données relatives à cette dernière ont été élaborées par rapport aux tableaux de croissance du National center for health statistics — NCHS⁶¹. A cet égard, il est habituel de distinguer trois

⁵⁸ Le taux d'offre des femmes mariées est de 86,0 pour-cent pour les ménages pauvres, contre 57,9 pour-cent dans les ménages non pauvres. Pour les femmes secondaires, les pourcentages sont respectivement de 79,5 et 39,1 pour-cent. Lachaud [1997].

⁵⁹ L'analyse montre que, dans les ménages monoparentaux gérés par une femme — fortement localisés en milieu rural —, l'incidence de la pauvreté est environ quatre fois plus importante que dans ceux dont le chef est un homme. En outre, l'analyse économétrique indique que, lorsque l'on contrôle par un ensemble de facteurs, les ménages gérés par un homme ont, en moyenne, des dépenses par tête supérieures de 10 pour-cent à ceux dont le chef est une femme. Lachaud [1997]. Il est à noter que la taille de l'échantillon ne permet pas de mener une analyse spécifique selon le type de ménage.

⁶⁰ D'autres estimations effectuées ne sont pas présentées, notamment des estimations tronquées et les modèles à équations simultanées.

⁶¹ Voir Nations unies [1993].

formes de malnutrition, notamment pour les enfants de moins de 60 mois. Premièrement, la malnutrition protéino-énergétique indique un état pathologique résultant de la carence relative ou absolue d'une des plus essentielles substances nutritives et/ou calories. Les formes les plus extrêmes de malnutrition protéino-énergétique se caractérisent par une atrophie musculaire sévère résultant d'une perte de poids et/ou un retard dans la croissance où la croissance linéaire — taille — n'est pas atteinte. Le seuil considéré pour cette malnutrition aiguë ou chronique — *insuffisance pondérale* —, relativement sensible aux fluctuations de court terme des possibilités d'accès à la santé, correspond à 80 pour cent de la médiane de référence pour le rapport poids/âge ou à moins de deux écarts types au-dessous de la valeur de la médiane. Deuxièmement, la malnutrition chronique ou *retard de croissance* traduit un état de déficience nutritionnelle lié à de fréquents épisodes de malnutrition aiguë ou à de longues périodes de déficience alimentaire, souvent combinés à une mauvaise santé persistante ou périodique dans les premières années de la vie. Cette forme de malnutrition est plutôt inhérente au statut de santé de longue période. Un enfant qui se situe à moins de 90 pour cent de la médiane de référence pour le rapport taille/âge, ou à deux écarts-types au-dessous d'elle, est classé comme atteint de «malnutrition chronique» ou de «retard de croissance». Troisièmement, l'*émaciation* ou malnutrition aiguë traduit un état de déficience nutritionnelle d'apparition récente liée à une privation soudaine de nourriture, à une mauvaise ingestion ou à une faible consommation de substances nutritives qui ont pour résultat une perte rapide de poids. Les prévalences les plus fortes sont observées pendant les périodes de famine, les disettes saisonnières ou les maladies graves. Un enfant qui se situe à moins de 80 pour cent de la médiane de référence

Tableau 7 : Statut anthropométrique des enfants de moins de 60 mois selon l'âge, le sexe, la région et le niveau de vie — Burkina Faso 1994-95

| Age | < 7 mois | | 7 - 24 mois | | 25 - 48 mois | | 49 - 60 mois | | Total | | N (pondéré) |
|---|-------------|-------------|-------------|-------------|--------------|-------------|--------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | % | σ | % | σ | % | σ | % | σ | % | σ | |
| Insuffisance pondérale¹ | 35,8 | 48,5 | 58,6 | 49,3 | 44,0 | 50,0 | 35,4 | 47,9 | 47,1 | 49,9 | 2553 |
| <i>Garçons</i> | 28,6 | 46,2 | 64,7 | 47,8 | 41,8 | 49,4 | 37,5 | 48,5 | 48,4 | 50,0 | 1333 |
| <i>Filles</i> | 41,8 | 50,3 | 51,1 | 50,1 | 46,2 | 49,9 | 33,3 | 47,3 | 45,8 | 49,8 | 1211 |
| Ouest | 67,9 | 53,6 | 29,7 | 46,5 | 44,6 | 50,0 | 33,3 | 55,2 | 41,3 | 49,9 | 116 |
| Sud & Sud-Ouest | 39,8 | 58,3 | 50,5 | 50,3 | 34,4 | 47,7 | 65,4 | 48,5 | 43,0 | 49,6 | 298 |
| Centre-Nord | 38,7 | 51,5 | 66,8 | 47,2 | 47,1 | 50,0 | 40,0 | 49,2 | 51,9 | 50,0 | 682 |
| Centre-Sud | 31,6 | 47,5 | 60,0 | 49,1 | 45,9 | 49,9 | 29,6 | 45,8 | 47,0 | 49,9 | 1084 |
| Nord | 53,2 | 67,8 | 58,8 | 49,5 | 44,3 | 49,9 | 31,7 | 47,3 | 47,8 | 50,0 | 239 |
| Autres villes | 0,0 | 0,0 | 65,4 | 49,2 | 37,4 | 49,3 | 36,0 | 53,8 | 45,1 | 50,3 | 49 |
| Ouagadougou-Bobo-Dioulasso | 16,3 | 42,7 | 39,3 | 42,7 | 29,5 | 46,3 | 20,6 | 42,6 | 31,3 | 46,7 | 77 |
| <i>Pauvres</i> | 41,4 | 50,3 | 59,0 | 49,2 | 44,4 | 49,7 | 37,7 | 48,6 | 47,8 | 50,0 | 1381 |
| <i>Non pauvres²</i> | 26,9 | 50,0 | 45,7 | 50,2 | 51,0 | 50,2 | 18,9 | 40,3 | 46,2 | 50,0 | 219 |
| Retard de croissance¹ | 25,7 | 44,2 | 58,0 | 49,4 | 52,1 | 50,0 | 49,3 | 50,1 | 53,0 | 49,9 | 2555 |
| <i>Garçons</i> | 23,9 | 43,7 | 60,4 | 49,0 | 51,5 | 50,0 | 44,8 | 49,9 | 53,0 | 49,9 | 1334 |
| <i>Filles</i> | 27,3 | 45,4 | 55,2 | 49,8 | 52,8 | 50,0 | 54,0 | 50,0 | 53,1 | 50,0 | 1211 |
| Ouest | 32,1 | 53,6 | 56,4 | 50,4 | 37,9 | 48,8 | 0,0 | 0,0 | 41,2 | 49,4 | 116 |
| Sud & Sud-Ouest | 0,0 | 0,0 | 49,9 | 50,2 | 37,7 | 48,6 | 69,0 | 47,1 | 44,4 | 49,8 | 298 |
| Centre-Nord | 51,9 | 52,9 | 61,3 | 48,8 | 52,0 | 50,0 | 45,5 | 50,0 | 53,8 | 49,9 | 682 |
| Centre-Sud | 22,3 | 42,6 | 61,1 | 48,8 | 59,3 | 49,2 | 50,0 | 50,0 | 57,3 | 49,4 | 1084 |
| Nord | 36,8 | 65,5 | 61,7 | 48,9 | 58,1 | 49,5 | 51,3 | 50,8 | 58,3 | 49,4 | 240 |
| Autres villes | 0,0 | 0,0 | 33,1 | 48,7 | 36,7 | 49,1 | 59,7 | 54,9 | 37,1 | 48,8 | 49 |
| Ouagadougou-Bobo-Dioulasso | 0,0 | 0,0 | 35,5 | 48,7 | 23,9 | 43,3 | 31,1 | 48,7 | 28,0 | 48,2 | 77 |
| <i>Pauvres</i> | 33,1 | 48,1 | 55,9 | 49,7 | 51,8 | 50,0 | 55,3 | 49,8 | 53,3 | 49,9 | 1381 |
| <i>Non pauvres²</i> | 32,6 | 52,9 | 59,7 | 49,4 | 46,1 | 50,0 | 25,2 | 44,7 | 48,4 | 50,1 | 219 |
| Emaciation¹ | 27,4 | 45,1 | 20,1 | 40,1 | 17,5 | 38,0 | 11,7 | 32,2 | 17,7 | 38,1 | 2538 |
| <i>Garçons</i> | 31,4 | 47,6 | 22,5 | 41,8 | 18,3 | 38,7 | 12,7 | 33,4 | 19,1 | 39,3 | 1325 |
| <i>Filles</i> | 23,8 | 43,5 | 17,1 | 37,7 | 16,7 | 37,4 | 10,8 | 31,1 | 16,1 | 36,8 | 1205 |
| Ouest | 0,0 | 0,0 | 9,5 | 29,8 | 35,7 | 48,2 | 33,3 | 55,2 | 27,6 | 44,9 | 116 |
| Sud & Sud-Ouest | 30,1 | 54,6 | 14,3 | 35,1 | 13,0 | 33,8 | 17,9 | 39,1 | 14,1 | 34,9 | 298 |
| Centre-Nord | 4,8 | 22,8 | 20,9 | 40,8 | 15,4 | 36,1 | 11,4 | 31,9 | 16,3 | 37,0 | 682 |
| Centre-Sud | 36,5 | 49,3 | 19,8 | 39,9 | 17,4 | 37,9 | 10,6 | 30,9 | 17,4 | 37,9 | 1084 |
| Nord | 0,0 | 0,0 | 21,5 | 41,3 | 17,9 | 38,5 | 13,6 | 34,9 | 18,5 | 38,9 | 240 |
| Autres villes | - | - | 56,4 | 51,3 | 17,1 | 38,3 | 13,9 | 38,8 | 30,7 | 46,6 | 49 |
| Ouagadougou-Bobo-Dioulasso | 41,1 | 56,9 | 26,5 | 44,9 | 21,4 | 41,6 | 3,9 | 20,4 | 21,9 | 41,7 | 77 |
| <i>Pauvres</i> | 13,2 | 34,7 | 21,4 | 41,0 | 17,8 | 38,3 | 13,0 | 33,8 | 18,1 | 38,5 | 1371 |
| <i>Non pauvres²</i> | 36,3 | 54,2 | 17,5 | 38,2 | 28,6 | 45,4 | 2,3 | 15,3 | 23,1 | 42,2 | 219 |
| N (pondération) | | 47 | | 785 | | 1362 | | 361 | - | - | 2555 |

(1) Pour chaque indicateur, l'incidence de la malnutrition est appréhendée par rapport à deux fois l'écart type ou plus au-dessous de la valeur médiane de la population de référence. En outre, les enfants de mères hors ménage ont été considérés. Voir le texte pour la définition ; (2) Le groupe des intermédiaires n'est pas pris en compte.

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

pour le rapport poids/taille, ou à deux écarts-types au-dessous d'elle, est classé comme atteint de «malnutrition aiguë» ou «émacié»⁶².

Ainsi, au Burkina Faso, bien que des progrès remarquables aient été réalisés au cours des dix dernières années, les mêmes sources statistiques que celles utilisées lors de l'analyse précédente montrent que l'état sanitaire de la population demeure précaire⁶³. En effet, le tableau 7, utilisant les seuils de deux écarts-types au-dessous de la médiane de référence, montre que la situation nutritionnelle des enfants de moins de 60 mois est préoccupante⁶⁴. Environ un enfant sur deux souffre d'insuffisance pondérale ou de retard de croissance — malnutrition chronique —, tandis que près d'un cinquième sont émaciés — malnutrition aiguë⁶⁵. On observe également que pour l'ensemble des enfants de moins de 60 mois, l'insuffisance pondérale et l'émaciation prévalent davantage pour les garçons que pour les filles, et que les déficiences en termes de retard de croissance sont plus élevées pour les premiers, comparativement aux secondes, notamment lorsqu'ils ont entre 7 et 24 mois. Par ailleurs, il existe de profondes différences de situation nutritionnelle selon les zones géographiques, le milieu rural — en particulier, le Centre-Nord, le Centre-Sud et le Nord — étant le plus affecté par la malnutrition protéine-énergétique et le retard de croissance. Toutefois, l'incidence de l'émaciation apparaît plus répandue dans la région de l'Ouest et dans les petites villes en milieu rural⁶⁶. De ce fait, le tableau 7 affiche de taux d'insuffisance pondérale et de retard de croissance plus élevés pour les ménages pauvres que pour les ménages les plus aisés, alors que l'inverse prévaut en ce qui concerne la malnutrition aiguë.

B. *Modélisation et options économétriques*

En fait, les tableaux du NCHS suggèrent plusieurs manières d'appréhender la malnutrition des enfants. Pour notre propos, deux d'entre elles appellent une attention particulière. D'une part, l'option relative conduit à mesurer la malnutrition à partir de la proportion d'un indicateur par rapport à sa médiane de référence, indépendamment de tout seuil inhérent à cette dernière considéré comme traduisant une situation de déficience nutritionnelle. D'autre part, l'approche absolue utilise les seuils précédemment indiqués pour opérer la distinction entre la prévalence et l'absence de malnutrition. Les informations affichées au tableau 7 sont fondées sur cette dernière approche. En effet, bien que la première option soit parfois utilisée⁶⁷, il semble préférable de spécifier distinctement les proportions d'enfants présentant des indicateurs de faibles niveaux de malnutrition. A cet égard, il est habituel de déterminer les seuils par rapport à deux fois l'écart type ou plus au-dessous de la médiane de la population de référence⁶⁸.

En vérité, cette dichotomisation entre les indicateurs «faibles» et «non faibles» comporte une part d'arbitraire, d'une part, et doit être effectuée en fonction de la configuration des données, d'autre part⁶⁹. Pour cette raison, la présente recherche fonde la modélisation des déterminants d'une forme donnée de malnutrition sur les deux options analytiques précédentes. Ainsi, le modèle I est axé sur l'appréhension *relative* des formes de la malnutrition, tandis que le modèle II s'appuie sur l'approche *absolue*, inhérente aux seuils de faibles niveaux précédemment spécifiés — tableau 8. Dans le premier cas, la variable dépendante est le logarithme du pourcentage de la valeur de l'indicateur — poids/âge pour l'insuffisance pondérale ; taille/âge pour le retard de croissance ; poids/taille pour l'émaciation — par rapport à la médiane de la population de référence. Par contre, dans le second cas, la variable dépendante est spécifiée par rapport à un seuil de faible nutrition, ce dernier étant moins deux fois l'écart type au-dessous de la médiane de référence — ou $-2 \times Z$ -score. Ainsi, la variable dépendante est codée 1 si l'enfant de moins de 60 mois souffre d'insuffisance pondérale, de retard de croissance ou d'émaciation, et 0 autrement.

⁶² Il est à remarquer que beaucoup d'études se limitent aux deux dernières formes de malnutrition. Strauss [1990], par exemple.

⁶³ Institut national de la statistique et de la démographie [1994b].

⁶⁴ Il importe d'avoir à l'esprit que des erreurs de mesure prévalent probablement en matière de malnutrition, notamment lorsque les enquêtes ne sont pas spécifiquement liées à la santé. Toutefois, l'enquête démographique et de santé de 1993 corrobore les résultats de la présente étude. Voir Institut national de la statistique et de la démographie [1994b].

⁶⁵ On peut également ajouter que 25,5 pour-cent des enfants sont affectés par des diarrhées, notamment ceux qui ont entre 6 et 23 mois. Voir Lachaud [1997] pour une analyse des données anthropométriques de l'enquête de 1994-95. Ces proportions sont considérablement plus élevées qu'en Côte d'Ivoire. En effet, l'enquête Lsms de 1985-87 montre qu'en Côte d'Ivoire 7,1 et 16,3 pour-cent des enfants de moins de 60 mois souffrent, respectivement, de malnutrition aiguë et chronique. Sahn [1990]. Au Ghana, les pourcentages respectifs étaient de 7,8 et 30,6 en 1987-88. Aldelman [1990]. Dans ce contexte, des erreurs de mesure ne sont pas improbables. Ainsi, selon l'enquête démographique et de santé de 1993, 29,4, 29,5 et 13,3 pour-cent des enfants ont un retard de croissance, une insuffisance pondérale ou sont émaciés. Institut national de la statistique et de la démographie [1994b].

⁶⁶ Ces informations sont confirmées par l'enquête démographique de 1993.

⁶⁷ Haddad, Hoddinott [1995], par exemple, suivent cette option, utilisée préalablement par Ainsworth, Munoz [1986] en ce qui concerne les données de l'enquête Lsms de 1985-87 de Côte d'Ivoire.

⁶⁸ Nations unies [1993]. Ou $-2 Z$ -score. Z -score = [(valeur de l'individu)-(valeur médiane de la population de référence)]/valeur de l'écart type de la population de référence.

⁶⁹ Notamment : (i) la distribution des indicateurs par rapport à la médiane de la population de référence, et ; (ii) la différence entre le pourcentage de la valeur observée au-dessous de moins deux écarts types et le pourcentage de la valeur prévue de la population de référence au-dessous de moins deux écarts types. Dans le cas présent, la configuration du premier indicateur — 87,9, 83,6 et 70,2 pour-cent au-dessous de la médiane de référence, respectivement, pour l'insuffisance pondérale, le retard de croissance et l'émaciation — justifie le choix de moins deux écarts types.

Dans ce contexte, la modélisation du statut nutritionnel des enfants est habituellement réalisée dans le cadre de la maximisation d'une fonction d'utilité de longue période du ménage ayant pour arguments un composite de biens — alimentaires et non alimentaires inhérents aux consommations individuelles —, le loisir et le statut nutritionnel de chaque membre⁷⁰. A cet égard, la santé, le statut nutritionnel et les consommations alimentaires des individus sont directement incorporées dans la fonction dans la mesure où la santé adéquate, notamment celle des enfants, est un bien désirable en lui-même et parce que les biens alimentaires sont consommés en partie pour des raisons autres que leur valeur nutritive. Dans cette optique, les ménages sont amenés à surmonter en ensemble de contraintes technologiques prises en compte dans les équations réduites. Premièrement, plusieurs facteurs, spécifiques aux enfants, sont susceptibles d'influencer leur statut anthropométrique. L'âge des enfants permet de standardiser les variables dépendantes, la malnutrition étant fonction de l'âge comme le montre le tableau 7. La base est relative aux enfants de moins de 7 mois. Le sexe des enfants — variable binaire ayant la valeur un pour les garçons — permet d'appréhender l'effet du genre sur la malnutrition. Deuxièmement, certaines caractéristiques des parents doivent être également être incluses dans les modèles : (i) âge de la mère — ainsi que le carré de l'âge —, dans la mesure où les jeunes mères tendant à avoir moins d'enfants ; (ii) éducation de la mère et du père — variable binaire, pouvant approximer les dotations des parents, prenant la valeur un si le niveau d'instruction est supérieur ou égal au primaire ; (iii) la proportion des gains monétaires des épouses ou des femmes chefs de ménage — variable précédemment définie ; (iv) le niveau de vie — log des dépenses réelles des ménages par tête —, afin de tenir compte des ressources disponibles du ménages potentiellement utilisables en matière de santé ; (v) la dimension des ménages — log de la taille. Il est à remarquer que les enfants nés de mère hors ménage n'ont pas été pris en compte dans l'analyse, les caractéristiques de ces dernières étant inconnues. De même, certaines traits phénotypes des parents⁷¹, tels que leur taille, ne constituent pas des arguments de la fonction d'utilité. Néanmoins, la localisation géographique des ménages permet, dans une certaine mesure, de tenir compte de cet élément. Troisièmement, afin de contrôler les modalités d'accès aux biens collectifs, notamment en matière de santé, plusieurs autres variables constituent des paramètres de l'analyse : (i) la localisation géographique des ménages ; (ii) le temps d'accès à l'école primaire et au centre de santé⁷² ; (iii) le moyen d'accès au centre de santé ; (iv) l'utilisation effective du centre de santé. Les statistiques descriptives relatives à ces variables sont affichées au tableau A2 en annexe⁷³.

Les développements précédents expliquent les procédures économétriques utilisées. Les modèle I est estimé par les doubles moindres carrés lorsque les tests de simultanéité se sont révélés significatifs à la fois pour le niveau de vie et les gains relatifs féminins⁷⁴. Dans le cas contraire, les moindres carrés ordinaires ont été utilisés. La définition des variables instrumentales a été précédemment présentée au cours de la section 3. En outre, l'hétéroscédasticité est prise en compte par la correction de White. Le modèle II est une estimation probit fondée sur le maximum de vraisemblance. Par ailleurs, il importe de préciser deux éléments relatifs à cette option économétrique. D'une part, comme précédemment, l'approche de Blundell et Smith est utilisée pour tester l'exogénéité du niveau de vie et des gains relatifs féminins, les valeurs prédites de ces variables étant éventuellement prises en compte⁷⁵. D'autre part, les tests d'homoscédasticité, fondés sur le multiplicateur de Lagrange⁷⁶, ont conduit à la prise en compte d'un modèle probit avec hétéroscédasticité multiplicative. Ainsi, l'équation [4] spécifie le modèle II probit utilisé pour appréhender les déterminants des formes de malnutrition des enfants de moins de 60 mois.

$$Y_i^* = \beta'x_i + v'y_i + \delta'z_i + \epsilon_i, \quad \text{avec } \epsilon_i \sim N\{0, [\exp(\delta'w_i)]^2\} \quad [4]$$

où : (i) $y_i = 1$ si $y_i^* > 0$ (malnutrition < -2 écarts-types au-dessous de la médiane de référence), et $y_i = 0$ si $y_i^* \leq 0$ (absence de malnutrition) ; (ii) x_i , y_i et z_i les vecteurs des paramètres relatifs aux enfants, aux parents et à la communauté ; (iii), w étant le (ou les) facteur(s) d'hétéroscédasticité — la dimension du ménage dans le cas présent. Ajoutons que la qualité de l'estimation probit est également appréhendée par rapport au pseudo- R^2 selon l'approche de Zavoina et McElvey⁷⁷.

De plus, de manière à pouvoir prendre en considération l'influence des gains relatifs féminins sur le statut anthropométrique des enfants selon le genre, l'équation [4] est désagrégée selon le sexe. Dans ce contexte, pour chaque indicateur nutritionnel, les tests de vraisemblance ont permis de vérifier la stabilité des coefficients des équations inhérentes aux filles et aux garçons — tableau 9.

⁷⁰ Voir Strauss [1990] pour la spécification de ce modèle.

⁷¹ Caractères somatiques apparents des individus qui représentent l'interaction entre le génotype — ensemble du matériel génétique porté par un individu et représentant son hérédité — et le milieu.

⁷² Les informations inhérentes aux distances ne sont pas disponibles. Il en est de même pour les informations relatives aux hôpitaux et aux pharmacies.

⁷³ La diminution de la taille de l'échantillon par rapport au tableau 7 — compte tenu des données relatives aux gains féminins et à l'élimination des enfants nés de mère hors ménage — n'altère pas la représentativité des données anthropométriques des enfants. Voir ci-après.

⁷⁴ Il s'agit d'une version du test de spécification d'Hausman basé sur le t des résidus de l'estimation des variables instrumentales. Voir par exemple Pindyck, Rubinfeld [1998] pour un exposé.

⁷⁵ Voir les notes du tableau 8.

⁷⁶ Voir les notes du tableau 8.

⁷⁷ Zavoina, McElvey [1975].

Finalement, l'échantillon constitué comporte 1352 enfants de moins de moins de 60 mois, répartis dans 790 ménages. On notera immédiatement que cet échantillon est beaucoup moins important que celui qui a été présenté au tableau 7 — 2 555 enfants issus de 1554 ménages, ce qui appelle plusieurs commentaires. Tout d'abord, la réduction de la taille de l'échantillon s'explique par l'éviction des enfants de mères hors ménage — plus de 300 enfants — et par l'absence d'informations relatives aux gains féminins. A cet égard, a priori, on pourrait penser qu'une telle taille de l'échantillon biaise les résultats obtenus, en particulier si des caractéristiques non observées affectant le statut anthropométrique des enfants influencent également la probabilité d'être dans l'échantillon — c'est-à-dire ceux qui ont été choisis. En réalité, dans le cas présent cette crainte n'est pas fondée pour deux raisons. D'une part, le coefficient lambda — inverse du rapport de Mills —, issu d'une estimation probit portant sur les 2 555 enfants par rapport aux gains relatifs féminins, s'est révélé, dans chaque cas, non significatif lorsqu'il a été introduit dans les équations réduites. D'autre part, la configuration des statistiques descriptives inhérentes à l'échantillon choisi confirme celles qui sont affichées au tableau 7. Ensuite, il faut remarquer que l'échantillon déterminé est indépendant du nombre d'enfants. En effet, certaines études considèrent uniquement les ménages ayant au moins deux enfants dans le ménage, afin de pouvoir contrôler l'analyse — en termes de panel avec effets fixes et effets aléatoires — par la présence éventuelle d'effets non observés dans le ménage — par exemple, certains ménages pouvant être localisés dans des zones susceptibles à la fois de favoriser la santé des enfants et l'obtention de gains pour les femmes⁷⁸. Or, dans l'échantillon des 2555 enfants, on observe que 59,9 pour-cent des ménages n'ont qu'un enfant. Dans ces conditions, leur élimination aurait entraîné une trop forte réduction de la taille de l'échantillon. On notera cependant qu'un certain nombre de paramètres considérés dans la présente recherche — notamment la localisation géographique —, permettent probablement de contrôler ces effets potentiels non observés.

Tableau 8 : Coefficients de régression des estimations par les doubles moindres carrés — ou moindres carrés — et probit des déterminants du statut anthropométrique des enfants — Burkina Faso 1994-95

| Paramètres | Modèle I : Doubles moindres carrés ou OLS ¹ | | | | | | Modèle II : Probit ² | | | | | |
|--|--|----------------|---|----------------|--|----------------|--|----------------|--|----------------|--|----------------|
| | Insuffisance pondérale — malnutrition aiguë/chronique ⁴ | | Retard de croissance — malnutrition chronique ¹⁸ | | Emaciation — malnutrition aiguë ⁴ | | Insuffisance pondérale — malnutrition aiguë/chronique ⁶ | | Retard de croissance — malnutrition chronique ⁷ | | Emaciation — malnutrition aiguë ⁸ | |
| | β | t ³ | β | t ³ | β | t ³ | β | t ⁵ | β | t ⁵ | β | t ⁵ |
| Constante | 15,544 | 5,508* | 4,661 | 39,989* | 15,792 | 5,479* | -0,005 | -0,007 | 1,259 | 1,144 | 2,199 | 1,435 |
| Log dépenses ménage/tête ⁹ | -0,883 | -4,033* | 0,2E-3 | 0,023 | -0,903 | -4,041* | -0,021 | -0,472 | -0,148 | -1,540 | -0,098 | -1,037 |
| Log taille du ménage | -0,480 | -4,157* | 0,8E-3 | 0,086 | -0,495 | -4,197* | -0,1E-3 | -0,002 | -0,090 | -1,736** | -0,463 | -1,899** |
| Revenu monétaire féminin ¹⁰ | 1,391 | 3,373* | 0,027 | 1,563 | 1,480 | 4,123* | -0,272 | -2,609* | -0,230 | -2,226* | -0,091 | -0,525 |
| Education mère ¹¹ | 0,201 | 1,903* | -0,012 | -0,385 | 0,179 | 1,717** | 0,030 | 0,232 | 0,071 | 0,527 | 0,024 | 0,103 |
| Age de la mère | -0,017 | -1,270 | -0,002 | -0,465 | -0,021 | -1,558 | -0,004 | -0,373 | -0,6E-3 | -0,054 | -0,040 | -1,554 |
| (Age) ² de la mère/100 | 0,013 | 0,949 | 0,004 | 0,947 | 0,015 | 1,102 | 0,007 | 0,587 | -0,005 | -0,394 | 0,052 | 1,865** |
| Education père ¹² | 0,302 | 1,488 | 0,031 | 1,513 | 0,265 | 1,311 | 0,166 | 0,890 | -0,302 | -1,602 | 0,418 | 1,379 |
| Age des enfants¹³ | | | | | | | | | | | | |
| 7-24 mois | -0,066 | -0,495 | -0,144 | -3,074* | 0,238 | 1,411 | 0,456 | 2,016* | 0,572 | 2,311* | 0,006 | 0,017 |
| 25-48 mois | -0,015 | 0,111 | -0,154 | -3,288* | 0,308 | 1,839** | 0,158 | 0,749 | 0,447 | 1,898** | -0,258 | -0,751 |
| 49-59 mois | 0,020 | 0,145 | -0,143 | -2,833* | 0,307 | 1,809** | 0,038 | 0,177 | 0,388 | 1,614 | -0,497 | -1,338 |
| Sexe des enfants | -0,010 | -0,219 | 0,012 | 1,114 | -0,017 | -0,366 | -0,025 | -0,478 | -0,036 | -0,668 | 0,125 | 1,145 |
| Localisation géographique¹⁴ | | | | | | | | | | | | |
| Ouest | -1,013 | -3,706* | -0,024 | -1,193 | -0,939 | -3,345* | 0,293 | 1,527 | 0,226 | 1,078 | 0,431 | 1,171 |
| Sud & Sud-Ouest | -1,120 | -3,816* | 0,002 | 0,087 | -1,145 | -3,827* | 0,333 | 1,986* | 0,449 | 2,506* | -0,839 | -2,352* |
| Centre-Nord | -0,696 | -3,316* | -0,028 | -1,373 | -0,636 | -2,973* | 0,377 | 2,716* | 0,452 | 3,064* | -0,322 | -1,339 |
| Centre-Sud | -0,892 | -3,716* | -0,049 | -3,102* | -0,835 | -3,399* | 0,267 | 1,941* | 0,534 | 3,369* | -0,222 | -0,919 |
| Nord | -0,536 | -2,747* | -0,024 | -1,209 | -0,493 | -2,466* | 0,309 | 2,172* | 0,343 | 2,352* | -0,004 | -0,016 |
| Petites villes | -0,932 | -3,036* | -0,003 | -0,149 | -0,957 | -3,055* | 0,347 | 1,882** | 0,311 | 1,634 | 0,369 | 1,084 |
| Accès école primaire < 1 heure | 0,103 | 1,903** | -0,036 | -1,891* | 0,122 | 2,169* | 0,009 | 0,125 | 0,058 | 0,730 | -0,016 | -0,102 |
| Accès centre de santé < 1 heure | 0,047 | 1,085 | 0,048 | 3,088* | 0,008 | 0,185 | -0,146 | -2,030* | -0,088 | -1,374 | -0,160 | -1,194 |
| Moyen accès centre de santé ¹⁵ | 0,089 | 1,792** | 0,005 | 0,409 | 0,097 | 1,897** | -0,084 | -1,318 | -0,005 | -0,078 | -0,270 | -2,172* |
| Utilisation centre de santé ¹⁶ | 0,060 | 0,605 | 0,007 | 0,180 | 0,008 | 0,081 | -0,113 | -0,864 | -0,127 | -0,991 | 0,077 | 0,345 |
| Log de vraisemblance | - | - | - | - | - | - | - | -889,62 | - | -898,88 | - | -608,06 |
| Chi ² (sig) | - | - | - | - | - | - | - | 83,85 (0,000) | - | 70,91 (0,000) | - | 56,23 (0,000) |
| R ² ajusté (pseudo-R ²) ¹⁷ | -0,178 | - | 0,036 | - | -0,194 | - | 0,408 | - | 0,411 | - | 0,407 | - |
| F (sig) | - | - | 3,36 (0,000) | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| N | 1346 | - | 1348 | - | 1334 | - | 1346 | - | 1348 | - | 1334 | - |

⁷⁸ Par exemple, Strauss [1990], Haddad, Hoddinott [1995].

(1) La variable dépendante est le logarithme du pourcentage de la valeur de l'indicateur — poids/âge pour l'insuffisance pondérale ; taille/âge pour le retard de croissance ; poids/taille pour l'émaciation — par rapport à la médiane de référence. Voir le texte pour les définitions de ces derniers ; (2) La variable dépendante est codée 1 si l'enfant de moins de 60 mois souffre d'insuffisance pondérale, de retard de croissance ou d'émaciation, et 0 dans le cas contraire ; (3) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur-type ; par ailleurs, les erreurs type tiennent compte de l'hétéroscédasticité — correction de White ; (4) Doubles moindres carrés, la variable instrumentale est le log du niveau de vie, tandis que les valeurs prédites des gains relatifs féminins ont été pris en compte. Les tests de simultanéité ont été effectués — test t sur les résidus des variables instrumentales — par rapport au log du niveau de vie et de la part des gains féminins ; (5) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur-type ; (6) Absence de simultanéité — test de Blundell, Smith [1986]. Hétéroscédasticité multiplicative par rapport à la taille du ménage — test d'homoscédasticité = 12,58 > 3,84 théorique au seuil de 0,0003 rejeté en faveur de l'hétéroscédasticité ; (7) Simultanéité — test de Blundell, Smith [1986] pour le log du niveau de vie et les gains féminins relatifs ; utilisation des valeurs prédites. Hétéroscédasticité multiplicative par rapport à la taille du ménage — test d'homoscédasticité = 17,21 > 3,84 théorique au seuil de 0,0000 rejeté en faveur de l'hétéroscédasticité ; (8) Absence de simultanéité — test de Blundell, Smith [1986] ; Hétéroscédasticité multiplicative par rapport à la taille du ménage — test d'homoscédasticité = 18,31 > 3,84 théorique au seuil de 0,0000 rejeté en faveur de l'hétéroscédasticité ; (9) Log des dépenses totales réelles du ménage par tête. Il s'agit d'une variable instrumentale dans le cas où le test d'exogénéité ou de simultanéité est significatif ; (10) Proportion du revenu monétaire féminin. Il s'agit d'une variable instrumentale dans le cas où le test d'exogénéité est significatif ; (11) 1 si primaire et plus ; (12) 1 si primaire et plus ; (13) Base = 0-6 mois ; (14) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (15) 1 = à pied ; (16) 1 = oui ; (17) Le pseudo- R^2 est calculé selon l'approche de Zavoina, McElvey [1975]. Lorsque l'estimateur OLS n'est pas utilisé, R^2 peut être extérieur à [0,1] ; (18) *OLS*, les tests de simultanéité — test t sur les résidus des variables instrumentales — effectués par rapport au log du niveau de vie et de la part des gains féminins *étant non significatifs*.

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.

moyenne est de 0,499, alors qu'elle n'est que de 0,395 dans le second cas.

En deuxième lieu, le tableau 8 met en évidence d'autres déterminants de la malnutrition. Premièrement, l'influence des facteurs régionaux, exprimée par les statistiques descriptives affichées au tableau 7, est confirmée. D'une part, le statut nutritionnel des enfants est beaucoup plus précaire en milieu rural, comparativement à la capitale, surtout dans les régions du Centre-Nord et du Centre-Sud en termes de probabilité de retard de croissance et d'insuffisance pondérale, et les régions de l'Ouest, du Sud-Sud-Ouest et les petites villes en termes d'écart par rapport à la médiane de référence pour la malnutrition aiguë. Deuxièmement, toutes choses égales par ailleurs, l'accroissement du niveau d'instruction de la mère tend à réduire les déficits d'insuffisance pondérale et d'émaciation par rapport à la médiane de référence — modèle I. Par contre, les coefficients relatifs à l'éducation du père, positifs dans la plupart des cas, ne sont pas significatifs. S'agissant de l'âge de la mère, tous les coefficients sont non significatifs. Cependant, il faut observer que le coefficient de l'âge de la mère du modèle II relatif à l'émaciation est significatif à 12 pour-cent. Si ce seuil était admissible, on pourrait en déduire que, étant donné la valeur du carré du coefficient de l'âge.

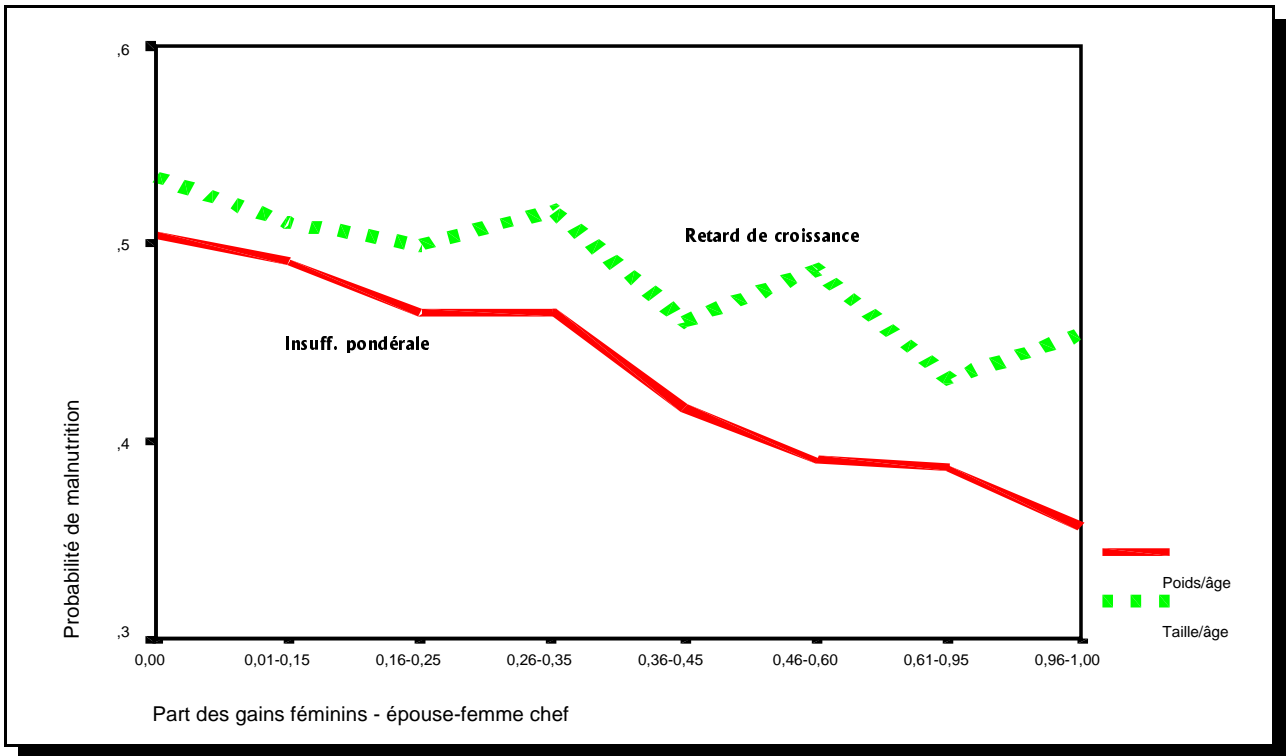


Figure 2 : Probabilité d'insuffisance pondérale et de retard de croissance selon les gains monétaires relatifs féminins – Burkina Faso 1994-95

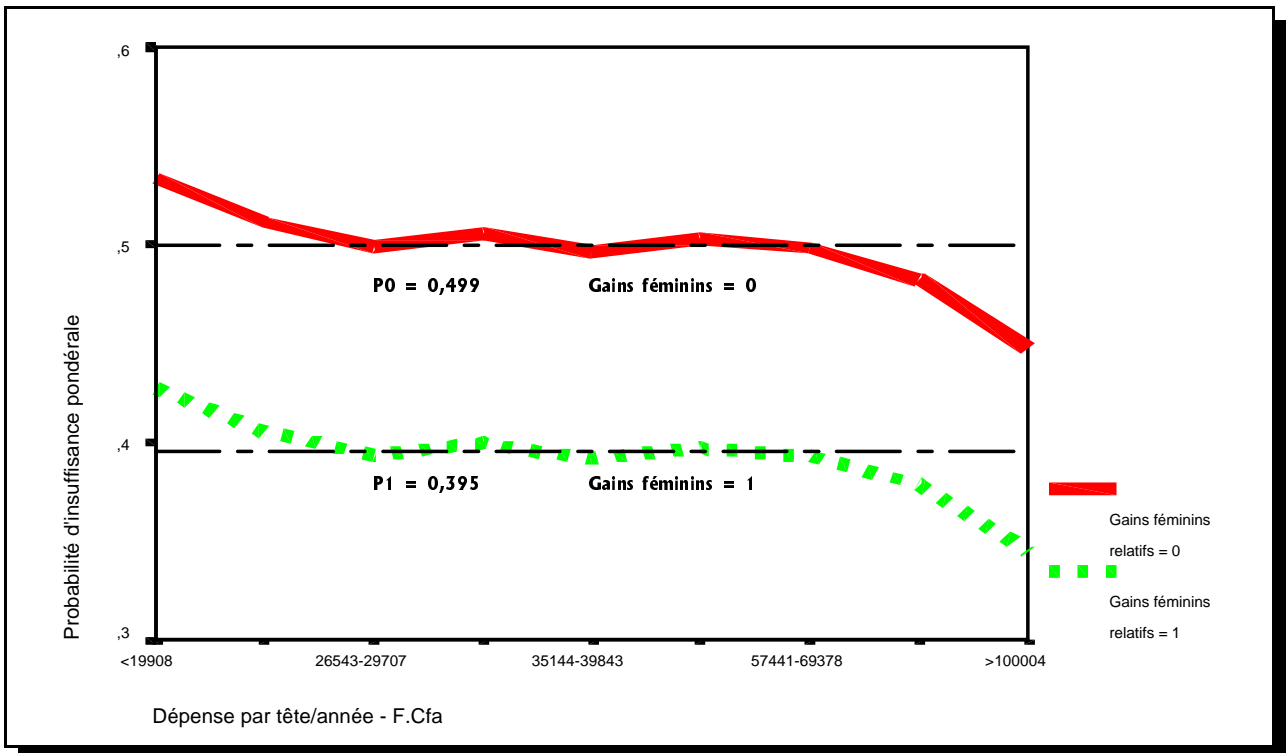


Figure 3 : Probabilité d'insuffisance pondérale selon les gains monétaires relatifs féminins et le niveau de vie – Burkina Faso 1994-95

2 Gains féminins et statut nutritionnel des enfants

Le tableau 8 présente les résultats des estimations économétriques et appelle plusieurs commentaires. En premier lieu, le modèle II montre que, toutes choses égales par ailleurs, les probabilités d'insuffisance pondérale et de retard de croissance — formes de malnutrition déterminées selon le seuil de moins deux écarts types par rapport à la moyenne de référence — sont inversement corrélées aux gains monétaires relatifs des épouses ou femmes chefs de ménage. En d'autres

termes, lorsque l'on contrôle par le niveau de vie, la taille du ménage, ainsi qu'un ensemble d'autres facteurs liés aux enfants, aux parents et à la communauté, plus la part des revenus des femmes du ménage — épouses ou chefs de ménage — croît, plus la probabilité d'insuffisance pondérale et de retard de croissance des enfants de moins de 60 mois diminue. Les variations de probabilité — estimées par rapport à la moyenne des facteurs — sont de -0,141 et -0,117, respectivement, en ce qui concerne l'insuffisance pondérale et la malnutrition chronique. S'agissant de l'émaciation, le coefficient relatif aux gains féminins est également négatif, mais non significatif. Ces résultats sont en grande partie vérifiés lorsque les indicateurs de malnutrition sont exprimés en fonction de la médiane de référence. En effet, le modèle I indique une corrélation positive et significative entre le log du pourcentage de la médiane inhérent aux rapports poids/âge et taille/âge, d'une part, et les gains relatifs féminins, d'autre part. En outre, ce qui concerne le retard de croissance — malnutrition chronique —, le coefficient lié à cette dernière variable est également positif et significatif au seuil de 11 pour-cent. La figure 2 exprime nettement ce résultat, tandis que la figure 3 exhibe l'écart de probabilité d'insuffisance pondérale selon que la part des gains féminins est nulle ou égale à 1. Dans le premier cas, la probabilité l'influence positive de l'âge de la mère sur la nutrition aiguë des enfants s'inverse après 38 ans. Troisièmement, les résultats économétriques affichés au tableau 8 exhibent la vulnérabilité relative des enfants selon l'âge en termes de statut nutritionnel. Par exemple, toutes choses étant égales par ailleurs, l'insuffisance pondérale — modèle II — et le retard de croissance — modèles I et II — affectent surtout les enfants à partir de 7 mois, alors que l'inverse prévaut s'agissant de l'émaciation — modèle I. Par contre, les facteurs pris en compte par les modèles ne font pas apparaître les écarts — faibles — de statut nutritionnel selon le genre affichés au tableau 7. Quatrièmement, l'accès aux services collectifs d'éducation et de santé exerce une influence sur le statut nutritionnel des enfants. Ainsi, après contrôle des autres facteurs, notamment la localisation spatiale, il apparaît que : (i) la facilité d'accès à l'école primaire ou à un centre de santé réduit les déficits d'insuffisance pondérale et d'émaciation par rapport à la médiane de référence — modèle I ; (ii) l'accès à la santé diminue la probabilité d'insuffisance pondérale et de malnutrition aiguë — modèle II. Par contre, s'agissant de la malnutrition chronique, le modèle I indique un effet négatif pour l'école primaire et un effet positif en matière de santé. Cinquièmement, les résultats concernant l'influence du niveau de vie et de la taille du ménage sont contrastés selon les modèles. Alors que les probabilités d'insuffisance pondérale et d'émaciation sont inversement corrélées à la dimension du ménage, l'inverse prévaut lorsque l'analyse est menée en termes relatifs, en particulier lorsque la malnutrition aiguë est prise en compte. Une observation quasi-similaire pourrait être faite pour le niveau de vie, lorsque l'on compare les signes des coefficients des modèles I et II — non significatifs dans ce dernier cas.

3. Gains féminins, anthropométrie et genre des enfants

Le tableau 9 tente d'examiner l'impact des gains relatifs féminins sur le statut nutritionnel des enfants selon le genre. Tout d'abord, on observera que les coefficients des équations réduites selon le genre des enfants ne sont pas statistiquement différents pour l'émaciation, si l'on en juge par le test de vraisemblance. D'ailleurs, dans ce cas, aucun des coefficients inhérents aux gains féminins ne sont significatifs. Par contre, les coefficients des déterminants de l'insuffisance pondérale et de la malnutrition chronique apparaissent statistiquement différents selon le genre, et suggèrent un effet différentiel inhérent aux revenus féminins relatifs à l'avantage des garçons.

En effet, alors que, toutes choses égales par ailleurs, les gains relatifs féminins réduisent la probabilité de malnutrition chronique des garçons — variation de probabilité de -0,146 —, aucun effet n'apparaît pour les filles. En d'autres termes, après contrôle par les autres facteurs du modèle utilisé, on observe que plus la part des revenus des épouses ou femmes chefs de ménage sont élevés, plus la probabilité de malnutrition chronique des enfants de moins de 60 mois de sexe masculin est faible. Or, une telle relation n'est pas observée pour les filles. Ce résultat présente un certain intérêt dans la mesure où le retard de croissance est un indicateur de malnutrition pouvant être lié à de longues périodes de déficience alimentaire, souvent combinées à une santé précaire dans les premières années de la vie.

En ce qui concerne l'insuffisance pondérale, le tableau 9 montre que les coefficients relatifs aux gains féminins sont négatifs et significatifs à la fois pour les garçons et les filles. Ainsi, toutes choses étant égales par ailleurs, la croissance des gains relatifs féminins est associée à une moindre précarité nutritionnelle aiguë ou chronique à la fois pour les garçons et les filles. Malgré cela, l'impact varie selon le genre. En effet, la variation de probabilité de malnutrition — calculée en prenant la moyenne de tous les facteurs — induite par les gains relatifs féminins est plus élevée pour les garçons — -0,154 — que pour les filles — -0,092. Cela signifie que, s'il existe d'une corrélation positive entre le rehaussement des gains relatifs féminins et la réduction de l'insuffisance pondérale indépendamment du genre, l'effet est sensiblement plus élevé pour les garçons que pour les filles⁷⁹. Ajoutons également que la réduction des déficiences nutritionnelles inhérente aux garçons est d'autant plus forte qu'ils ont moins de 7 mois et qu'ils sont situés dans les grandes agglomérations. La figure 4 affiche l'écart de probabilité selon le genre en fonction de l'évolution des revenus relatifs féminins, et suggère que la réduction de l'insuffisance pondérale est plus importante pour les garçons, comparativement aux filles, lorsque la part des gains monétaires des épouses ou des femmes chefs de ménage s'élève.

Comment peut-on expliquer ce différentiel d'impact des gains féminins sur le statut nutritionnel selon le genre ? A cet égard, il est habituel de présenter deux explications qui s'inscrivent dans le contexte des modèles collectifs évoqués

⁷⁹ On notera cependant que les probabilités moyennes sont comparables entre les garçons — 0,473 — et les filles — 0,479.

Tableau 9 : Coefficients de régression des estimations probit des déterminants du statut anthropométrique des enfants selon le sexe — Burkina Faso 1994-95

| Paramètres | Probit ¹ | | | | | | | | | | | |
|--|------------------------|----------------|---------------------|----------------|----------------------|----------------|---------------------|----------------|----------------------|----------------|---------------------|----------------|
| | Insuffisance pondérale | | | | Retard de croissance | | | | Emaciation | | | |
| | Garçons ² | | Filles ³ | | Garçons ⁴ | | Filles ⁵ | | Garçons ⁶ | | Filles ⁷ | |
| | β | t ⁵ | β | t ⁵ | β | t ⁵ | β | t ⁵ | β | t ⁵ | β | t ⁵ |
| Constante | -0,804 | -0,812 | 1,247 | 0,511 | 2,039 | 1,182 | -0,150 | -0,967 | 1,534 | 0,630 | 4,103 | 1,700** |
| Log dépenses ménage/tête ⁸ | -0,024 | -0,342 | 0,027 | 0,175 | -0,165 | -1,389 | 0,6E-3 | 0,068 | -0,145 | -0,993 | -0,094 | -0,634 |
| Log taille du ménage | 0,098 | 1,251 | -0,440 | -1,543 | -0,145 | -1,171 | -0,033 | -1,259 | -0,195 | -0,556 | -0,916 | -2,405* |
| Revenu monétaire féminin | -0,303 | -2,036* | -0,484 | -1,639** | -0,431 | -1,964* | -0,043 | -0,894 | -0,050 | -0,186 | -0,139 | -0,518 |
| Education mère ¹⁰ | 0,070 | 0,332 | -0,265 | -0,661 | 0,118 | 0,425 | 0,133 | 0,264 | 0,048 | 0,143 | -0,001 | -0,004 |
| Age de la mère | 0,003 | 0,187 | -0,022 | -0,482 | -0,033 | -1,207 | 0,007 | 1,101 | -0,036 | -1,035 | -0,050 | -1,203 |
| (Age) ² de la mère/100 | -0,005 | -0,320 | 0,040 | 0,812 | 0,017 | 0,592 | -0,006 | -1,085 | 0,045 | 1,208 | 0,064 | 1,448 |
| Education père ¹⁰ | 0,153 | 0,483 | 0,433 | 0,754 | -0,303 | -0,710 | -0,166 | -1,319 | 0,549 | 1,313 | 0,412 | 0,900 |
| Age des enfants¹¹ | | | | | | | | | | | | |
| 7-24 mois | 0,613 | 1,875** | 0,626 | 0,935 | 0,797 | 1,708** | 0,009 | 0,189 | 0,455 | 0,750 | -0,547 | -1,056 |
| 25-48 mois | 0,035 | 0,116 | 0,678 | 1,033 | 0,426 | 0,985 | 0,008 | 0,186 | 0,218 | 0,364 | -0,834 | -1,642** |
| 49-59 mois | -0,037 | -0,118 | 0,136 | 0,203 | 0,243 | 0,538 | -0,002 | -0,035 | 0,015 | 0,034 | -1,230 | -2,138* |
| Localisation géographique¹² | | | | | | | | | | | | |
| Ouest | 0,445 | 1,566 | 0,274 | 0,351 | 0,454 | 1,066 | 0,113 | 1,272 | -0,288 | -0,512 | 1,421 | 2,283* |
| Sud & Sud-Ouest | 0,666 | 2,655* | 0,146 | 0,299 | 0,852 | 2,229* | 0,160 | 1,627 | -1,067 | -2,177* | -0,625 | -1,010 |
| Centre-Nord | 0,675 | 3,155* | 0,526 | 1,276 | 0,772 | 2,416* | 0,155 | 1,725** | -0,435 | -1,250 | -0,214 | -0,532 |
| Centre-Sud | 0,490 | 2,370* | 0,222 | 0,541 | 1,011 | 2,862* | 0,165 | 1,726** | -0,353 | -1,028 | -0,094 | -0,233 |
| Nord | 0,584 | 2,730* | 0,373 | 0,942 | 0,621 | 1,951** | 0,170 | 1,754** | -0,104 | -0,298 | 0,066 | 0,176 |
| Petites villes | 0,520 | 1,743** | 0,786 | 1,214 | 0,721 | 1,700** | 0,140 | 1,543 | 0,166 | 0,378 | 0,661 | 1,194 |
| Accès école primaire < 1 heure | 0,103 | 0,901 | -0,224 | -0,791 | 0,048 | 0,281 | 0,031 | 0,989 | 0,207 | 0,840 | -0,276 | -1,065 |
| Accès centre de santé < 1 heure | -0,072 | -0,769 | -0,637 | -2,019* | 0,038 | 0,270 | -0,030 | -1,183 | -0,148 | -0,758 | -0,255 | -1,207 |
| Moyen accès centre de santé ¹³ | -0,114 | -1,239 | -0,258 | -1,100 | -0,126 | -0,932 | 0,012 | 0,805 | -0,220 | -1,250 | -0,329 | -1,623 |
| Utilisation centre de santé ¹⁴ | 0,047 | 0,266 | -0,593 | -1,406 | 0,029 | 0,119 | -0,091 | -1,284 | 0,187 | 0,600 | -0,059 | -0,170 |
| Log de vraisemblance | | -439,62 | | -425,93 | | -457,04 | | -425,63 | | -330,19 | | -268,24 |
| Chi ² (sig Chi ²) | | 87,58 (0,000) | | 44,24 (0,002) | | 57,69 (0,000) | | 45,59 (0,002) | | 25,03 (0,245) | | 48,80 (0,000) |
| R ² ajusté (pseudo-R ²) ¹⁵ | | 0,429 | | 0,465 | | 0,438 | | 0,392 | | 0,393 | | 0,484 |
| Test vraisemblance H/F (sig) | | 48,33 (0,000) | | - | | 34,84 (0,04) | | - | | 20,65 (0,542) | | - |
| N | | 699 | | 647 | | 701 | | 647 | | 691 | | 643 |

(1) La variable dépendante est codée 1 si l'enfant de moins de 60 mois souffre d'insuffisance pondérale, de retard de croissance ou d'émaciation, et 0 dans le cas contraire ;

(2) Absence de simultanéité des gains féminins et du niveau de vie — test de Blundell, Smith [1986]. Hétéroscédasticité multiplicative par rapport à la taille du ménage — test d'homoscédasticité = 13,33 > 3,84 théorique au seuil de 0,0003 rejeté en faveur de l'hétéroscédasticité ; (3) Absence de simultanéité. Hétéroscédasticité multiplicative par rapport à la taille du ménage — test d'homoscédasticité = 7,95 ; (4) Absence de simultanéité. Hétéroscédasticité multiplicative par rapport à la taille du ménage — test d'homoscédasticité = 7,23 ; (5) Absence de simultanéité. Hétéroscédasticité multiplicative par rapport à la taille du ménage — test d'homoscédasticité = 12,42 ; (6) Absence de simultanéité. Hétéroscédasticité multiplicative par rapport à la taille du ménage — test d'homoscédasticité = 271,16 ; (7) Absence de simultanéité. Hétéroscédasticité multiplicative par rapport à la taille du ménage — test d'homoscédasticité = 18,63 ; (8) Log des dépenses totales réelles du ménage par tête. Il s'agit d'une variable instrumentale dans le cas où le test d'exogénéité ou de simultanéité est significatif ; (9) Proportion du revenu monétaire féminin. Il s'agit d'une variable instrumentale dans le cas où le test d'exogénéité est significatif ; (10) 1 si primaire et plus ; (11) Base = 0-6 mois ; (12) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (13) 1 = à pied ; (14) 1 = oui ; (15) Le pseudo-R² est calculé selon l'approche de Zavoina, McElvey [1975].

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 10 : Probabilité d'être malade des enfants — moins de 15 ans — au cours des 30 derniers jours selon l'âge et le sexe — Burkina Faso 1994-95 (pourcentage)

| Age (année) | Garçons | | | Filles | | |
|-------------|---------|------------|-------------|---------|------------|-------------|
| | Moyenne | Ecart-type | N (pondéré) | Moyenne | Ecart-type | N (pondéré) |
| 0 | 23,2 | 8,9 | 1102 | 18,3 | 7,8 | 1064 |
| 1 | 25,2 | 10,1 | 1031 | 21,8 | 9,1 | 913 |
| 2 | 24,4 | 8,9 | 1094 | 21,7 | 9,2 | 1100 |
| 3 | 17,8 | 7,7 | 1219 | 15,7 | 7,6 | 1162 |
| 4 | 17,8 | 8,1 | 1206 | 15,7 | 7,9 | 1062 |
| 5 | 11,6 | 6,3 | 1223 | 11,9 | 6,5 | 1154 |
| 6 | 12,1 | 6,4 | 1180 | 12,0 | 6,5 | 1169 |
| 7 | 11,5 | 6,1 | 1338 | 12,3 | 6,8 | 1144 |
| 8 | 11,7 | 5,9 | 1109 | 12,6 | 6,9 | 966 |
| 9 | 12,1 | 6,5 | 1153 | 12,2 | 6,7 | 1085 |
| 10 | 11,8 | 6,8 | 985 | 10,9 | 6,2 | 858 |
| 11 | 11,7 | 6,5 | 797 | 11,8 | 7,1 | 723 |
| 12 | 11,2 | 6,2 | 909 | 11,3 | 7,0 | 887 |
| 13 | 11,3 | 6,5 | 818 | 12,1 | 7,2 | 781 |
| 14 | 12,0 | 7,0 | 800 | 12,1 | 7,6 | 661 |
| Total | 15,2 | 8,9 | 15 964 | 14,3 | 8,2 | 14 729 |

Source : A partir du tableau A3.

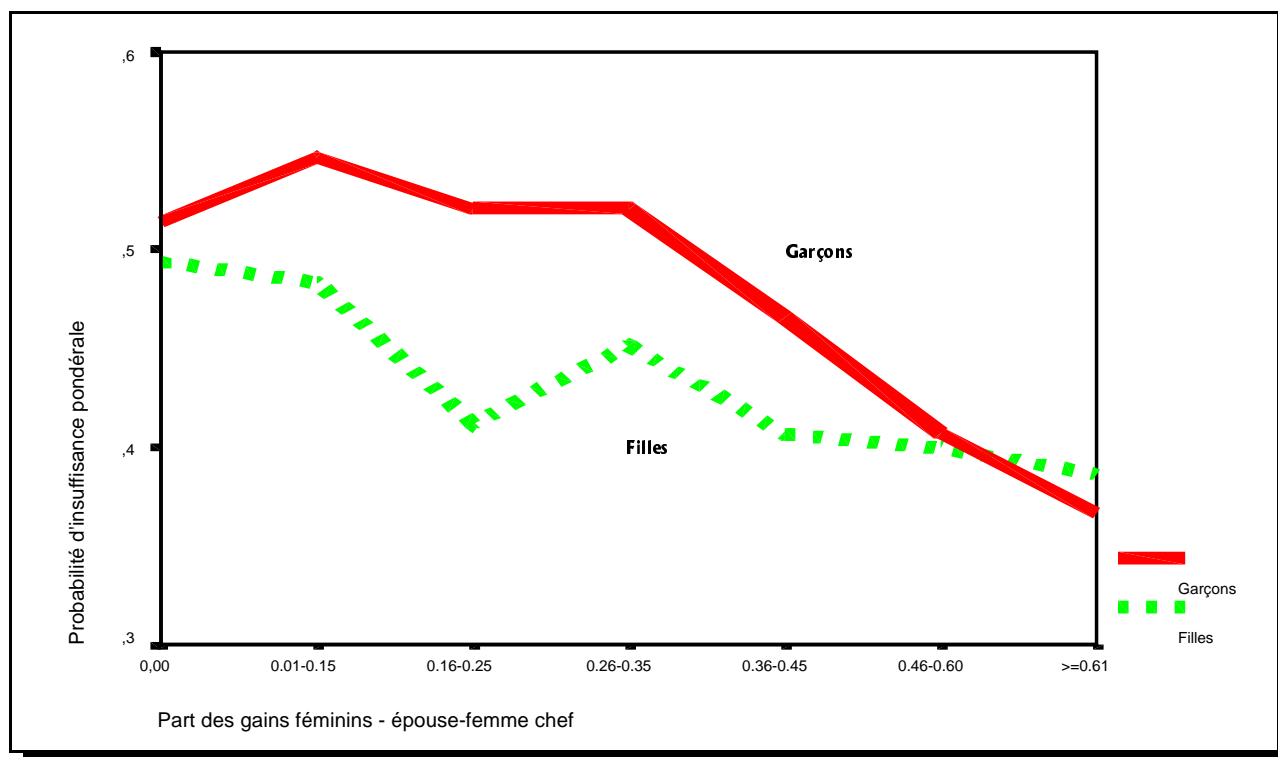


Figure 4 : Probabilité d'insuffisance pondérale selon les gains monétaires relatifs féminins et le sexe — Burkina Faso 1994-95

précédemment⁸⁰. Tout d'abord, les mères favoriseraient les garçons pour des raisons d'équité. En effet, en Afrique, en général, et au Burkina Faso, en particulier, on observe un excès de mortalité masculine des enfants, comparativement à la mortalité féminine. Ainsi, Svedberg note que dans presque tous les pays d'Afrique — comme dans la plupart des autres pays en développement —, les garçons jusqu'à l'âge de 10 ans ont une mortalité plus élevée que celle des filles, et qu'il apparaît difficile d'indiquer avec certitude si cette situation est imputable à des causes externes ou à des facteurs biologiques⁸¹. Toutefois, le fait que les premiers soient plus désavantagés en termes de statut anthropométrique accentue probablement le différentiel de risque de mortalité. Dans le cas du Burkina Faso, l'enquête démographique et de santé de 1993 met en évidence l'importance relative de la mortalité des enfants. Entre la naissance et le cinquième anniversaire, la mortalité des enfants de sexe masculin est, comme dans la plupart des cas, légèrement plus élevée que celle des enfants de sexe féminin. Il en est de même durant la première année d'existence, mais le phénomène s'inverse entre le premier et le cinquième anniversaire. Ajoutons également que la maladie frappe relativement plus les garçons que les filles, surtout lorsqu'ils sont très jeunes. Une estimation probit de la morbidité générale au cours des 30 derniers jours précédents l'enquête prioritaire — tableau A3 en annexe — montre assez nettement que la probabilité d'être malade est plus élevée pour les enfants de sexe masculin que pour ceux de sexe féminin, notamment lorsqu'ils ont moins de 5 ans — tableau 10. Par ailleurs, le test de Wald, quant aux restrictions non linéaires jointes des coefficients des individus de moins de 10 ans de l'estimation probit présentée en annexe, est significatif et suggère que l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients selon le genre est rejetée⁸². En fait, on observe une différence à l'avantage des garçons de 4 ans et moins, comparativement aux filles. L'examen des variations de probabilité de morbidité générale confirme la plus grande fragilité des enfants de sexe masculin, comparativement à ceux de sexe féminin. Dans ces conditions, l'argument d'équité suggère que les mères burkinabé, parfaitement informées de cette situation, souhaitent réduire l'inégalité des dotations en matière de santé des enfants en favorisant davantage les garçons que les filles. Dans ce contexte, le fait que la réduction des déficiences nutritionnelles en termes d'insuffisance pondérale et de retard de croissance inhérentes aux garçons, soit d'autant plus forte qu'ils ont moins de 7 mois — tableau 9 —, pourrait renforcer ce genre d'argument.

Ensuite, les mères favoriseraient relativement les garçons pour des raisons d'efficacité. En effet, la quasi-absence de sécurité sociale formelle en Afrique, en général, et au Burkina Faso, en particulier, implique le recours à d'autres moyens pour secourir les individus dans le besoin. De ce point de vue, les formes de sécurité sociale informelle sont diverses et engendrent une redistribution au sein des familles et/ou des groupes ethniques, intra ou inter-générationnelles. Ainsi, il est fréquent que les garçons soient considérés comme des supports économiques potentiels pour les personnes âgées. De ce fait, les jeunes garçons pourraient être plus favorisés que les filles, non seulement parce qu'ils sont plus fragiles sur le plan de la santé, mais également parce qu'ils représentent à terme une assurance d'assistance pour les plus anciens. En Afrique,

⁸⁰ Haddad, Hodinott [1995] suivent cette argumentation.

⁸¹ Svedberg [1996].

⁸² La statistique de Wald équivaut à 20,27 au seuil de 0,004.

beaucoup de ménages gérés par des femmes s'appuient sur des transferts. Par exemple, au Burkina Faso, on constate que les revenus de transferts constituent 47,1 pour-cent des ressources des ménages gérés par les femmes, contre seulement 15,8 pour-cent pour ceux ayant un homme à leur tête. L'ampleur de cette redistribution est encore plus élevée lorsque le statut du chef féminin est précaire — chômeur, aide familial ou inactif⁸³. Bien que l'origine des transferts n'a pas pu être déterminée, il est probable que maintes sources proviennent d'une redistribution des enfants de sexe masculin.

En réalité, dans la société burkinabè, un autre axe d'explication doit être pris en considération. Sans aucun doute, l'organisation sociale burkinabè, en particulier le mode d'accès au pouvoir — politique et économique — dans le contexte de la société traditionnelle, explique en partie les processus de discrimination. D'une part, dans la société traditionnelle burkinabè, le pouvoir politique est tacitement accordé aux «anciens» de sexe masculin. Ce sont eux qui ont la charge de conduire les affaires de toute la communauté de leur ressort. Ainsi, au niveau du village, le chef de terre et les notables — les plus anciens des quartiers et des lignages, notamment — constituent le pouvoir politique. Ils sont les garants des «bonnes moeurs» et de la stabilité de la communauté, et décident des activités concernant la vie du village : distribution des terres cultivables, sacrifices, organisation des fêtes coutumières, etc. A cet égard, si, en ce qui concerne le village, le pouvoir politique s'exerce à travers une sorte de collectif de notabilités, au niveau des lignages, il est du ressort de l'ancien, qui est nécessairement un homme. De ce fait, les femmes et les jeunes filles se trouvent exclus de la sphère politique et de l'administration de la communauté. Dans la société moderne, le pouvoir politique est, par essence, confié par voie électorale. En fait, dans un pays à majorité analphabète, l'exercice de la démocratie est tout relatif. En particulier, la plus forte incidence de l'analphabétisme des femmes exclut davantage ces dernières du processus politique. D'autre part, les conditions d'acquisition du pouvoir économique laissent percevoir une inégalité des chances. Par exemple, la possession d'actifs — terre, en particulier — est en partie liée à l'exercice du pouvoir politique. Dans la société traditionnelle, les femmes et les jeunes par exemple, ne peuvent pas être propriétaires d'une parcelle de terre. Ils ne peuvent, dans une certaine mesure, qu'obtenir le droit d'usufruit, avec des possibilités de retrait à tout moment par les «anciens». De même, les habitudes coutumières confinent les femmes à des travaux ménagers, ce qui les exclut du travail rémunérateur. Ajoutons qu'il existe une connexion entre les pouvoirs économique et politique. Le pouvoir économique donnant des chances d'accès au pouvoir politique, ne pas en avoir équivaut à accroître la probabilité de privation du pouvoir politique. Dans ces conditions, il existe un lien étroit entre discrimination et exclusion sociale.

Ainsi, il importe de situer les arguments d'équité et d'efficacité dans le contexte du système social burkinabè. Le fait que les mères favorisent davantage les garçons relativement aux filles s'analyse probablement plus en termes d'adhésion aux règles du jeu des institutions de la société traditionnelles qu'en termes de rationalité pure, même s'il existe une étroite connexion entre les premières et cette dernière. Quoiqu'il en soit, de tels résultats confortent la prévalence d'une inégalité intra-ménage à l'encontre des filles au Burkina Faso par ailleurs mise en évidence⁸⁴.

5. Conclusion

La présente recherche a mis en évidence deux résultats essentiels susceptibles d'avoir des implications en termes de modélisation des ménages et de politiques économiques.

Premièrement, l'estimation de fonctions de demande suggère que la part des revenus des épouses ou des femmes chefs de ménage affecte, d'une part, positivement et significativement l'ensemble des dépenses alimentaires et en énergie et, d'autre part, négativement et significativement les dépenses relatives aux cigarettes, tabac, matériel roulant, essence et assurance des ménages. A cet égard, on observe que la proportion des dépenses alimentaires du ménage s'accroît de 1,1 pour-cent lorsque la part des gains du ménage issue de l'activité des épouses ou chefs de ménage est doublée, résultat ayant une certaine importance dans la mesure où, en moyenne, plus de la moitié des dépenses alimentaires du ménage sont consacrées à l'alimentation. En outre, l'analyse indique que, lorsque ces dernières contribuent à la totalité des gains du ménage, il n'y aurait aucune variation de la dépense alimentaire des ménages si les dépenses totales étaient réduites de 2,6 pour-cent, relativement à la moyenne. Enfin, il apparaît que l'impact des gains relatifs féminins sur les ratios budgétaires est renforcé lorsque l'on considère les ménages pauvres ou l'ensemble des membres féminins du ménage — par exemple, pour ces derniers, le pourcentage précédent est rehaussé à 4,2 pour-cent. De tels résultats, ayant une certaine robustesse sur le plan économétrique, semblent justifier les enseignements des modèles non-coopératifs des ménages, la littérature anthropologique africaine et ce que l'on observe couramment quant au fonctionnement des ménages sur ce continent. En effet, en Afrique, on observe, la plupart du temps, que ce sont les femmes qui sont chargées d'acquérir les biens alimentaires et de préparer les repas.

Deuxièmement, à partir d'une estimation d'équations réduites de nutrition, lorsque l'on contrôle par le niveau de vie, la taille du ménage, ainsi qu'un ensemble d'autres facteurs liés aux enfants, aux parents et à la communauté, il apparaît que plus la part des revenus des femmes du ménage — épouses ou chefs de ménage — croît, plus la probabilité d'insuffisance pondérale et de retard de croissance des enfants de moins de 60 mois diminue. Ces résultats sont en grande partie vérifiés — y compris pour l'émaciation — lorsque les indicateurs de malnutrition sont exprimés en fonction de la médiane de référence. Par ailleurs, la localisation géographique, l'éducation des mères, la structure par âge des enfants et l'accès aux services collectifs de santé et d'éducation affectent la nutrition des enfants. Mais, l'analyse montre également

⁸³ Lachaud [1997].

⁸⁴ Lachaud [1998b].

que les coefficients des déterminants de l'insuffisance pondérale et de la malnutrition chronique apparaissent statistiquement différents selon le genre, et suggèrent un effet différentiel inhérent aux revenus féminins relatifs à l'avantage des garçons. De tels résultats sont cohérents avec l'inégalité intra-ménage à l'encontre des filles qui semble prévaloir au Burkina Faso. Bien que des considérations d'équité et d'efficacité puissent justifier cette situation, l'adhésion aux règles du jeu des institutions de la société traditionnelle est probablement une explication plus convaincante que le fondement en termes de rationalité pure, même si la connexion entre les deux doit être gardée à l'esprit. Une telle situation renforce davantage l'optique non-coopérative des ménages africains que la vision unitaire. En effet, il semble difficile de réconcilier l'existence d'effets spécifiques selon le genre quant à l'impact des gains féminins relatifs et l'idée d'un décideur unique du ménage.

Troisièmement, les résultats de la présente recherche ont des implications en termes de politiques économiques. Tout d'abord, il apparaît clairement que la modification de la répartition des revenus intra-ménage constitue un moyen pour accroître les dépenses alimentaires, réduire les dépenses relatives au tabac et rehausser le statut nutritionnel des enfants — bien que, dans ce dernier cas, les garçons soient relativement plus favorisés que les filles. En d'autres termes, les dépenses de transferts directement allouées aux femmes sont susceptibles de contribuer à accroître davantage le bien-être des ménages, comparativement aux transferts allant directement aux ménages. Par exemple, le versement directement aux femmes de subventions pour les filles en matière d'éducation et la promotion du travail à propre compte féminin agricole ou non agricole, s'inscrivent dans ce contexte. Néanmoins, il importe de s'assurer que ces transferts ou cette meilleure participation des femmes au marché du travail n'impliqueront pas un effet d'éviction par rapport aux autres flux de dépenses inhérents aux membres de sexe masculin en direction du ménage. En effet, cela suppose que les règles du jeu concernant le contrôle des ressources et les pouvoirs de décision au sein du groupe demeurent inchangés. Ensuite, l'analyse montre également que le rehaussement du niveau d'éducation des femmes et le développement des biens collectifs en matière de santé et d'éducation, notamment en milieu rural, constituent de puissants facteurs susceptibles de contribuer à un meilleur statut nutritionnel des enfants.

Références bibliographiques

- Alderman, H. 1990. Nutritional status in Ghana and its determinants, Washington, Sda working paper n°3, Banque mondiale.
- Ainsworth, M., Munoz, J. 1986. «The Côte d'Ivoire living standard survey: Design and implémentation», Washington, Lsms working paper n°26, Banque mondiale.
- Behrman, J. 1990. «Intra-household allocation of nutriments and gender effects: a survey of structural and reduced-form estimates», dans l'ouvrage publié sous la direction de Osmani, S.R. Nutrition and poverty, Oxford, Oxford University Press.
- Bennett, L. 1992. Women, poverty and productivité in India, Washington, EDI seminar papers, n°41, Banque mondiale.
- Blundell, R., Smith, R. 1986. «An exogénéty test for a simultaneous équation tobit model with an application to labor supply», *Econometrica*, vol. 54, n°3, may.
- Chiappori, P. 1992. Collective models of household behavior. The sharing rule approach, Washington, International food policy research institute-Banque mondiale, février, Banque mondiale.
- Deaton, A.. 1997. The analysis of household surveys. A microeconomic approach to development policy, London, The Johns Hopkins University Press.
- Haddad, L., Kanbur, R. 1990. «How serious is the neglect of intra-household inequality?», *The economic journal*, vol.100, septembre.
- Haddad, L. Hoddinott, J., Adelman, H. 1994. Intrahousehold resource allocation: an overview, Washington, PR working papers, n°1255, Banque mondiale.
- Haddad, L. Hoddinott, J. 1995. «Women's income and boy-girl anthropometric status in Côte d'Ivoire», *World development*, n°22, n°4.
- Haddad, L., Reardon, T. 1993. «Gender bias in the allocation of resources within households in Burkina Faso: a disaggregated outlay equivalent analysis», *The journal of development studies*, vol.29, n°2.
- Harriss, B. 1990. «The intrafamily of hunger in South Asia», dans l'ouvrage publié sous la direction de Dreze, J., Sen, A. The political economy of hunger, entitlement and well-being, New-York, Oxford University Press.

- Hausman, J.A. 1978. «Spécification tests in econometrics», *Econometrica*, vol. 46.
- Higgins, P.A., Alderman, H. 1996. «Labor and women's nutrition. The impact of work effort and fertility on nutritional status in Ghana», *The journal of human resources*, vol.32, n°3.
- Hoddinott, J., Haddad, L. 1990. «Gender aspects of household expenditure and resource allocation in the Côte d'ivoire», Oxford, Center for the study of African economics, Oxford university.
- . 1995. «Deos female income share influence household expenditures? Evidence from Côte d'ivoire», *Oxford bulletin of economics and statistics*, vol.57, n°1.
- Horton, S., Miller, B.D. 1987. *The effect of gender of household head on expenditure: evidence for low-income households in Jamaica*, Toronto, Department of economics, University of Totonto.
- Hyde, K.A.L. 1993. «Sub-Saharan Africa», dans l'ouvrage publié sous la direction de Hill, A., King, E.M. : *Women's education in developing countries*, London, The Johns Hopkins University Press.
- Institut national de la statistique et de la démographie 1994a. *Enquête prioritaire. Manuel de l'enquêteur*, Ouagadougou, Institut national de la statistique et de la démographie.
- . 1994b. *Enquête démographique et de santé*, Ouagadougou, juin, Institut national de la statistique et de la démographie.
- . 1996a. *Analyse des résultats de l'enquête prioritaire sur les conditions de vie des ménages*, Ouagadougou, février, Institut national de la statistique et de la démographie.
- . 1996b. *Le profil de pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, février, Institut national de la statistique et de la démographie.
- Kanbur, R., Haddad, L. 1994. «Are better off households more unequal or less unequal?», *Oxford economic papers*, vol.46.
- Lachaud, J.-P. 1997. *Pauvreté, vulnérabilité et marché du travail au Burkina Faso*, Bordeaux, série de recherche n°2, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- . 1998a. *Pauvreté et choix méthodologiques : le cas de la Mauritanie*, Bordeaux, document de travail n°22, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- . 1998b. *Inégalité intra-ménage et genre au Burkina Faso : un test économétrique*, Bordeaux, document de travail n°27, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- McElroy, M..B. 1990. «The empirical content of Nash-bargained household behavior», *The journal of human resources*, vol.25, n°4.
- McElroy, M..B., Horney, M.J. 1981. «Nash-bargained household décisions: towards a generalisation of the theory of demand», *International economic review*, vol.22, n°2.
- Meignel, S. 1997. *Ménages, crise et bien-être dans les pays en développement : quelques enseignements de la littérature récente*, Bordeaux, document de travail n°19, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- Nations unies 1993. *Evaluation de l'état nutritionnel des jeunes enfants par voie d'enquêtes auprès des ménages*, New York, DP/UN/INT-89X06/8F, Nations unies.
- Pindyck, R.S. 1998. *Economic models and economic forecasts*, Boston, Irwin/Mcgraw-Hill, fourth edition.
- Sahn, D.E. 1990. *Malnutrition in Côte d'Ivoire*, Washington, Sda working paper n°4, Banque mondiale.
- Schultz, T.P. 1990. «Testing the neoclassical model of family supply and fertility», *The journal of human resources*, vol.25, n°4
- Sen, A. 1983. «Economics and the family», *Asian economic review*, vol.1, n°1.

- Strauss, J. 1990. «Households, communities, and preschool children's nutrition outcomes: évidence from rural Côte d'Ivoire», *Economic development and cultural change*, vol 38.
- Strauss, J., Thomas, D. 1995. «Human resources: empirical modeling of household and family decisions», dans l'ouvrage publié sous la direction de Behrman, J, Srinivasan, T.N., *Handbook of development economics*, Amsterdam, Elviesier.
- Subramanian, R. 1996. «Gender-bias in India: the importance of household fixed-effects», *Oxford economic papers*, vol.48.
- Swedberg, P. 1990. «Undernutrition in Sub-saharan Africa: Is there a gender bias?», *The journal of development studies*, vol.26, n°3.
- Swedberg, P. 1996. «Gender bias in Sub-saharan Africa: reply and further evidences», *The journal of development studies*, vol.32, n°6.
- Thomas, D. 1990. «Intra-household resource allocation: an inferential approach», *The journal of human resources*, vol.25, n°4.
- Udry, C. «Gender, agricultural production, and the theory of the demand», *Journal of political economy*, vol.104, n°5.
- Ulph. D. 1988. A general non-coopérative Nash model of household consumption behavior, mimeo, University of Bristol.
- White, H. 1978. «A heteroskedasticity consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity», *Econometrica*, vol. 46.
- Woolley, F. 1988. A noncooperative Nash model of family decisionmaking, London, working paper n°TIDI/125, London school of economics.
- Working, H. 1943. «Statistical law of family expenditure», *Journal of the American statistical association*, vol.38.
- Zavoina, R., McElvey, W. 1975. « A statistical model for analysis of ordinal level dependant variables», *Journal of mathematical sociology*, summer.

Annexes

Tableau A1 : Statistiques descriptives : gains féminins et allocation des biens — Burkina Faso 1994-95¹

| Niveau de vie/milieu | Ménages avec épouses/femmes chefs | | | | | | Ménages avec tous membres féminins | |
|--|-----------------------------------|----------------|--------------|----------------|--------------|----------------|------------------------------------|----------------|
| | Ensemble | | Pauvres | | Non pauvres | | Ensemble ² | |
| | Moyen- ne | Ecart- type | Moyen- ne | Ecart- type | Moyen- ne | Ecart- type | Moyen- ne | Ecart- type |
| Variabes dépendantes (parts budgétaires) | | | | | | | | |
| Alimentation ¹ | 0,512 | 0,244 | 0,608 | 0,229 | 0,376 | 0,227 | 0,514 | 0,244 |
| Energie ² | 0,084 | 0,060 | 0,098 | 0,066 | 0,068 | 0,052 | 0,085 | 0,060 |
| Mil | 0,160 | 12,309 | 0,257 | 0,166 | 0,050 | 22,963 | 0,161 | 12,028 |
| Riz | 0,036 | 12,307 | 0,017 | 0,047 | 0,055 | 22,963 | 0,036 | 12,025 |
| Aut. graminées, céréales, pain, dioscoracées ³ | 0,073 | 0,086 | 0,084 | 0,096 | 0,058 | 0,075 | 0,073 | 0,086 |
| Poissons et viandes | 0,052 | 0,053 | 0,051 | 0,056 | 0,049 | 0,048 | 0,052 | 0,053 |
| Huiles, arachides et condiments | 0,078 | 0,064 | 0,082 | 0,065 | 0,066 | 0,056 | 0,078 | 0,063 |
| Légumes, fruits et divers ⁴ | 0,039 | 0,046 | 0,033 | 0,041 | 0,042 | 0,047 | 0,039 | 0,045 |
| Boissons alcoolisées | 0,023 | 0,053 | 0,026 | 0,057 | 0,014 | 0,041 | 0,023 | 0,054 |
| Cigarettes et tabacs | 0,013 | 0,030 | 0,012 | 0,026 | 0,014 | 0,035 | 0,013 | 0,031 |
| Voyage, transport et loisirs | 0,011 | 0,043 | 0,003 | 0,019 | 0,022 | 0,055 | 0,011 | 0,043 |
| Achat matériel roulant ⁵ , essence et divers ⁶ | 0,032 | 0,073 | 0,013 | 0,052 | 0,064 | 0,092 | 0,032 | 0,073 |
| Variabes indépendantes | | | | | | | | |
| Log dépenses ménage/tête ⁷ | 11,093 | 0,848 | 10,228 | 0,314 | 12,163 | 0,554 | 11,090 | 0,849 |
| Log taille du ménage | 1,958 | 0,652 | 2,255 | 0,581 | 1,667 | 0,631 | 1,948 | 0,649 |
| Part du revenu féminin | 0,236 | 0,368 | 0,230 | 0,362 | 0,228 | 0,370 | 0,276 | 0,390 |
| <i>Démographie⁸</i> | | | | | | | | |
| Enfants M— <5 ans | 0,882 | 0,106 | 0,093 | 0,094 | 0,079 | 0,118 | 0,086 | 0,106 |
| Enfants M— 5-9 ans | 0,830 | 0,101 | 0,100 | 0,100 | 0,064 | 0,098 | 0,082 | 0,101 |
| Enfants M— 9-14 ans | 0,562 | 0,085 | 0,067 | 0,083 | 0,046 | 0,086 | 0,056 | 0,086 |
| Adultes M — 15-54 ans | 0,219 | 0,144 | 0,182 | 0,119 | 0,259 | 0,156 | 0,222 | 0,144 |
| Adultes M — >54 ans | 0,328 | 0,070 | 0,042 | 0,067 | 0,018 | 0,060 | 0,033 | 0,071 |
| Enfants F— <5 ans | 0,826 | 0,104 | 0,091 | 0,095 | 0,077 | 0,114 | 0,081 | 0,103 |
| Enfants F— 5-9 ans | 0,789 | 0,098 | 0,091 | 0,093 | 0,067 | 0,101 | 0,078 | 0,098 |
| Enfants F— 9-14 ans | 0,580 | 0,087 | 0,061 | 0,082 | 0,055 | 0,094 | 0,058 | 0,088 |
| Adultes F — 15-54 ans | 0,261 | 0,139 | 0,233 | 0,097 | 0,298 | 0,172 | 0,259 | 0,140 |
| <i>Local. géographique⁹</i> | | | | | | | | |
| Ouest | 0,158 | 0,365 | 0,156 | 0,363 | 0,129 | 0,336 | 0,157 | 0,364 |
| Sud & Sud-Ouest | 0,107 | 0,310 | 0,128 | 0,335 | 0,087 | 0,281 | 0,110 | 0,313 |
| Centre-Nord | 0,253 | 0,434 | 0,390 | 0,487 | 0,070 | 0,256 | 0,251 | 0,433 |
| Centre-Sud | 0,185 | 0,388 | 0,220 | 0,414 | 0,116 | 0,320 | 0,187 | 0,390 |
| Nord | 0,390 | 0,193 | 0,048 | 0,214 | 0,026 | 0,160 | 0,383 | 0,191 |
| Petites villes | 0,623 | 0,241 | 0,026 | 0,158 | 0,112 | 0,316 | 0,628 | 0,242 |
| <i>Ethnie¹⁰</i> | | | | | | | | |
| Dioula et assimilés | 0,351 | 0,477 | 0,364 | 0,481 | 0,330 | 0,470 | 0,356 | 0,478 |
| Peuhl | 0,546 | 0,227 | 0,058 | 0,233 | 0,047 | 0,211 | 0,054 | 0,226 |
| <i>Statut¹¹</i> | | | | | | | | |
| Salarié | 0,143 | 0,350 | 0,009 | 0,093 | 0,401 | 0,490 | 0,142 | 0,349 |
| Indépendant non agricole | 0,123 | 0,329 | 0,035 | 0,184 | 0,242 | 0,428 | 0,121 | 0,349 |
| Agriculteur | 0,790 | 0,407 | 0,929 | 0,255 | 0,515 | 0,499 | 0,789 | 0,327 |
| N | 4744 | | 1395 | | 1612 | | 4958 | |

(1) L'alimentation comprend toutes les dépenses alimentaires, sauf celles — mineures — qui n'ont pas pu être spécifiées lors de l'enquête — voir texte ; (2) Charbon, bois, gaz et électricité ; (3) Maïs, niébé, farines, igname, tubercules et pain ; (4) Légumes, tomates, fruits, cola et sucre ; (5) Vélo, mobylette, moto et véhicules ; (6) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant ; (7) Log des dépenses totales réelles du ménage par tête. Il s'agit également d'une variable instrumentale dans le cas où le test d'exogénéité fondé sur l'approche de Blundell, Smith [1986] est significatif ; (8) Les variables inhérentes à la démographie sont fondées sur la proportion de personnes dans chaque catégorie j ; base = proportion de femmes de plus de 54 ans ; (9) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (10) Base = Mossi et assimilés - y compris quelques étrangers ; (11) Base = inactifs, chômeur et autres actifs.

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

Tableau A2 : Statistiques descriptives : gains féminins et anthropométrie — Burkina Faso 1994-95¹

| Paramètre | Moyenne | Ecart-type | Paramètre | Moyenne | Ecart-type |
|--|---------|------------|--|---------|------------|
| Variabes dépendantes | | | | | |
| Log insuffisance pondérale (% médiane) | 4,263 | 0,794 | 25-48 mois | 0,530 | 0,499 |
| Log retard de croissance (% médiane) | 4,523 | 0,195 | 49-59 mois | 0,137 | 0,344 |
| Log émaciation (% médiane) | 4,417 | 0,811 | Sexe des enfants ² | 0,525 | 0,500 |
| Taux insuffisance pondérale | 0,463 | 0,499 | Localisation géographique | | |
| Taux retard de croissance | 0,519 | 0,500 | Ouest | 0,060 | 0,237 |
| Taux émaciation | 0,181 | 0,385 | Sud et Sud-Ouest | 0,094 | 0,293 |
| Variabes indépendantes | | | | | |
| Log dépenses ménage/tête | 10,674 | 0,675 | Centre-Nord | 0,372 | 0,483 |
| Log taille du ménage | 2,395 | 0,555 | Centre-Sud | 0,335 | 0,472 |
| Part du revenu monétaire féminin | 0,224 | 0,360 | Nord | 0,071 | 0,237 |
| Education de la mère ¹ | 0,056 | 0,231 | Petites villes | 0,020 | 0,138 |
| Age de la mère | 42,985 | 11,827 | Ouagadougou-Bobo-Dioulasso | 0,049 | 0,215 |
| (Age) ² de la mère/100 | 19,875 | 11,210 | Accès école primaire < 1 heure | 0,826 | 0,380 |
| Education du père ¹ | 0,028 | 0,165 | Accès centre de santé < 1 heure | 0,635 | 0,482 |
| Age des enfants | | | | | |
| 0-6 mois | 0,022 | 0,147 | Moyen accès centre de santé ³ | 0,779 | 0,415 |
| 7-24 mois | 0,311 | 0,463 | Utilisation centre de santé ⁴ | 0,960 | 0,197 |
| N (pondéré) | | | N (pondéré) | | |
| 1352 | | | 1352 | | |

(1) 1 = primaire et plus ; (2) 1 = masculin ; (3) 1 = à pied ; (4) 1 = oui.

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

Tableau A3 : Coefficients de régression des estimations probit des déterminants de la morbidité générale des enfants de 15 ans et moins – Burkina Faso 1994-95

| Paramètre | Morbidité générale : probit ¹ | | Wald ⁸ | |
|--|--|----------------|-------------------|-------|
| | β | t ² | t ² | sig |
| Variables | | | | |
| Constante | -0,386 | -3,359* | - | - |
| Education/formation (chef ménage)³ | | | | |
| Primaire | 0,264 | 9,007* | - | - |
| Secondaire et plus | 0,295 | 6,981* | - | - |
| Sexe (chef ménage) | | | | |
| Homme | -0,274 | -5,992* | - | - |
| Age (chef ménage) | | | | |
| Age (années) | 0,013 | 3,450* | - | - |
| (Age) ² /100 | -0,014 | -3,641* | - | - |
| Log niveau de vie | 0,001 | 1,126 | - | - |
| Habitat⁴ | -0,028 | -4,216* | - | - |
| Type de ménage⁵ | | | | |
| Ménage nucléaire | -0,001 | -0,018 | - | - |
| Ménage élargi | 0,102 | 1,416 | - | - |
| Localisation géographique⁶ | | | | |
| Ouest | -0,390 | -10,421* | - | - |
| Sud & Sud-Ouest | -0,448 | -9,893* | - | - |
| Centre-Nord | -0,227 | -5,793* | - | - |
| Centre-Sud | -0,173 | -4,488* | - | - |
| Nord | -0,520 | -8,679* | - | - |
| Petites villes | 0,033 | 0,725 | - | - |
| Log dimension du ménage | -0,225 | -12,026* | - | - |
| Age/sexes enfants⁷ | | | | |
| M < 1 an | 0,508 | 10,113* | 2,781 | 0,005 |
| M 1-2 ans | 0,592 | 14,548* | 2,365 | 0,018 |
| M 2-4 ans | 0,360 | 8,829* | 2,549 | 0,010 |
| M 5-9 ans | 0,070 | 2,019* | -0,241 | 0,809 |
| M 10-15 ans | 0,026 | 0,711 | - | - |
| F < 1 an | 0,367 | 6,925* | - | - |
| F 1-2 ans | 0,488 | 11,640* | - | - |
| F 2-4 ans | 0,246 | 5,772* | - | - |
| F 5-9 ans | 0,077 | 2,206* | - | - |
| Log de vraisemblance | -12048,58 | | - | |
| Chi ² (sig) | 2856,29 (0,000) | | 20,275 (0,000) | |
| N | 30693 | | | |

(1) En ce qui concerne la morbidité générale, la variable dépendante a la valeur 1 si l'individu de 15 ans et moins a été malade au cours des 30 jours précédents l'enquête, et 0 dans le cas contraire ; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro ; le t est le rapport entre β et l'erreur type ; (3) base = sans instruction ; (4) Indice d'habitat, d'eau et d'assainissement faisant la somme des indices partiels identifiant la précarité, codés 1 si oui et 0 dans le cas contraire. La précarité est déterminée comme suit : (i) nature des murs : banco, paille et autres ; (ii) nature du toit : banco, chaume et autres ; (iii) sol : terre battue et autres ; (iv) type d'aisance : latrines communes, dans la nature et autres ; (v) type de sanitaires : douche sans conduite et autres ; (vi) évacuation des ordures : immondices, fosse et autres ; (vii) nombre de personnes par pièces : >1,5 ; (viii) accès à l'eau : cours d'eau, forage et autres ; (ix) éclairage : bois, pétrole, bougie et autres ; (x) énergie : bois et autres ; (5) Base = monoparental ; (6) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (7) 1 si oui ; M = masculin ; F = féminin ; base = filles de 10-15 ans ; (8) Test de l'égalité jointe : M < 1 an-F < 1 an ; M 1-2 ans-F 1-2 ans ; M 2-4 ans-F 2-4 ans ; M 5-9 ans-F 5-9 ans.

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.