

Inégalité intra-ménage et genre au Burkina Faso : un test économétrique

par

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

Résumé

Fondée sur l'estimation des fonctions de demande pour les biens consommés par les adultes et l'évaluation des taux d'équivalent dépense afférents, la présente étude suggère que, contrairement à ce qui est parfois affirmé, l'hypothèse d'un biais sexuel intra-ménage à l'encontre des filles semble plus probable en Afrique. En effet, l'analyse économétrique des données de l'enquête auprès des ménages du Burkina Faso de 1994-95 montre que, pour l'ensemble des biens consommés par les adultes et quelle que soit la classe d'âge considérée, les taux d'équivalent dépense masculins sont largement plus négatifs que ceux des femmes. A cet égard, la probabilité d'une discrimination n'est pas à écarter, compte tenu du différentiel de scolarisation selon le genre, de la plus grande précarité relative du travail féminin et de l'organisation du système social burkinabè. Néanmoins, cette conclusion agrégée doit être nuancée. Tout d'abord, bien que l'inégalité intra-ménage puisse prévaloir indépendamment du milieu, elle pourrait être plus accentuée dans les campagnes que dans les villes. Ensuite, l'analyse tend à montrer la présence d'un biais sexuel en faveur des garçons, surtout dans les régions du Nord et de l'Ouest, et dans une moindre mesure, à Ouagadougou et Bobo-Dioulasso, zones qui précisément abritent les proportions les plus importantes de population musulmane. Enfin, l'observation des taux d'équivalent dépense tendrait également à montrer que l'inégalité intra-ménage pourrait davantage défavoriser les filles dans les groupes gérés par les hommes. Ce phénomène pourrait s'expliquer par le poids du chef de ménage lors de la prise de décisions, la composition démographique des ménages féminins favorable aux femmes et le rôle des «anciennes» dont la proportion est importante au sein de ces derniers. De tels résultats incitent à relativiser l'identification du bien-être des individus au niveau de vie moyen du ménage auxquels ils appartiennent, et pourraient affaiblir l'efficacité des politiques de lutte contre la pauvreté, fondées sur l'accroissement effectif des ressources des ménages les plus démunis, indépendamment de la répartition des ressources intra-ménage.

Abstract

Based on the estimate of demand functions for adult goods and the evaluation of outlay equivalents, the present study suggests that, contrary to what is sometimes asserted, the hypothesis of a gender bias within the household - so that girls receive less than boys - seems more probable in Africa. Indeed, using the data from the 1994-95 household survey of the Burkina Faso, it is found that, for the whole of the goods consumed by the adults and whatever the demographic group considered, the equivalence ratios are largely more negative than those of the women. In this respect, discrimination is probably the most obvious story, considering of the differential of schooling according to the gender, the greatest precariousness of female labour market and the organisation of the burkinabè social system. Nevertheless, this aggregated conclusion must be moderate. First of all, although the intrahousehold inequality can prevail independently of the sector, it could be more accentuated in countryside than in cities. Then, the analysis tends to show the presence of a gender bias in favor of boys, especially in northern regions and the West, and in a lesser extent, to Ouagadougou and Bobo-Dioulasso, zones that precisely shelter the most important proportions of Moslem population. Lastly, the observation of outlay equivalents shows that girls get less than boys in groups managed by the men. This phenomenon could be explained by the role of the head of household at the time of the decision-making, the demographic composition of female households favorable to the women and the role of old women whose proportion is important within the latter. Such results encourage to relativize the identification of the well-being of the individuals on the average standard of living of the household to which they belong, and could weaken the efficiency of poverty alleviation policies, based on the effective increase in the resources of the poorest households, independently of the intrahousehold allocation of resources.

Sommaire

1.	Introduction	1
2.	Concepts, méthode et sources statistiques	2
1.	Courbe d'Engel et biens alimentaires	2
2.	Biens consommés par les adultes et taux d'équivalent dépense	3
3.	Spécification linéaire et biens consommés par les adultes	4
4.	Les sources statistiques	5
3.	Configuration de la demande de biens alimentaires et genre	5
4.	Inégalité intra-ménage et genre	7
5.	Milieu, genre et inégalité intra-ménage	12
6.	Spécification linéaire et répartition intra-ménage	19
7.	Conclusion	19
	Références bibliographiques	20
	Annexes	22

1. Introduction

Dans les pays en développement, la mesure de l'inégalité et de la pauvreté constitue un préalable crucial à l'élaboration de politiques visant à rehausser le bien-être des individus. A cet égard, les choix méthodologiques inhérents à l'appréhension des états sociaux d'un pays influencent considérablement la robustesse des résultats obtenus et, éventuellement, la fécondité des politiques de développement mises en oeuvre. Dans ce contexte, maintes analyses ou réformes économiques — en Afrique et ailleurs — sont fondées sur des hypothèses spécifiques quant à l'appréhension du niveau de vie des individus. En particulier, l'une d'entre elles suppose la prééminence d'un «ménage unitaire», impliquant que les ressources au sein de ce dernier soient réparties en fonction des besoins¹. En d'autres termes, le bien-être des individus est assimilé au niveau de vie moyen du ménage auxquels ces derniers appartiennent. Dans ces conditions, l'accroissement effectif des ressources des ménages les plus démunis constitue l'indicateur clé de l'efficacité des politiques de lutte contre la pauvreté, indépendamment de la répartition des ressources intra-ménage.

En réalité, la robustesse d'une telle approche apparaît incertaine. D'une part, des analyses théoriques suggèrent la supériorité de la modélisation des ménages en tant qu'entités collectives, c'est-à-dire de groupes au sein desquels prévaut l'hétérogénéité des préférences et l'élaboration de décisions à l'issue d'un processus de négociation². D'autre part, des études empiriques dans maints pays en développement tendent à montrer que : (i) la répartition des ressources inter-ménages est favorable aux hommes³ ; (ii) les ressources monétaires et non monétaires au sein des ménages ne sont pas réparties en proportion des besoins⁴, et ; (iii) l'inégalité intra-ménage — en particulier, un biais selon le genre —, suffisamment accentuée, est susceptible d'affaiblir la véridicité des estimations habituelles de l'inégalité et de la pauvreté⁵. Le corollaire naturel de ces développements analytiques est que la configuration

des états sociaux, révélée par la prise en compte des ressources inhérentes au ménage, doit être réexaminée. Ainsi, les politiques ciblées sur le ménage plutôt que sur les individus pourraient échouer ou avoir des effets inattendus.

En vérité, ces résultats novateurs demeurent préliminaires, et ne conduisent pas — pour l'instant, semble-t-il — au rejet définitif du modèle unitaire. Tout d'abord, empiriquement, l'inégalité intra-ménage selon le genre n'est pas réellement démontrée. Récemment, Deaton, résumant les résultats de plusieurs études en Asie et, dans une moindre mesure, en Afrique⁶, fondées sur la théorie de la demande, observe que l'évidence empirique du biais sexuel intra-ménage, bien que suggérant une discrimination à l'encontre des filles, n'est en aucun cas concluante, et qu'elle pourrait difficilement convaincre quelqu'un persuadé du contraire⁷. Ensuite, alors que les données des enquêtes auprès des ménages permettent une évaluation des dépenses effectuées par ce dernier, en pratique, l'estimation du bien-être individuel est beaucoup plus aléatoire, d'autant que certaines consommations ont le caractère de biens collectifs et que le critère des besoins énergétiques est relativement controversé⁸. Enfin, la modélisation de la répartition des ressources intra-ménage est conceptuellement hétérogène⁹ et les résultats mitigés de certaines approches suggèrent parfois beaucoup de prudence quant à la validité de la méthode utilisée¹⁰.

La présente étude s'inscrit dans ce contexte et se propose de tester économétriquement l'hypothèse du biais sexuel dans la répartition des ressources intra-ménage au Burkina Faso. Le choix de ce pays s'explique par trois éléments. Premièrement, les études axées sur l'inégalité intra-ménage selon le genre en Afrique demeurent relativement rares¹¹ — probablement parce que, contrairement à ce qui prévaut en Asie, les femmes participent davantage au marché du travail —, et celles qui ont été réalisées semblent conforter l'absence de biais sexuel¹².

⁶ Uniquement le cas de la Côte d'Ivoire.

⁷ Deaton [1997].

⁸ Sverdrberg [1996].

⁹ Subramanian [1996] identifie quatre options : (i) parents répartissant les ressources par rapport au différentiel des rendements du travail selon le genre ; (ii) parents répartissant les ressources selon leur propre utilité, qui dépend du bien-être de leurs enfants ; (iii) ménages répartissant les ressources par rapport à la productivité des individus ; (iv) ressources réparties selon le pouvoir de négociation des membres de la famille.

¹⁰ Deaton [1997] s'interroge sur l'opportunité de l'approche fondée sur la consommation du ménage.

¹¹ Notamment les approches axées sur les dépenses.

¹² La Côte d'Ivoire et le Burkina Faso sont les deux seules études fondées sur la théorie de la demande. Deaton [1987], Haddad, Reardon [1993]. Cette dernière étude rejette la présence d'un biais sexuel. Toutefois, elle a été réalisée à l'aide de données hétérogènes comportant, en outre, un faible nombre de ménages — 150 et 125, respectivement, dans les zones urbaine et rurale.

¹ Haddad, Hoddinott, Adelman [1994] présentent différents modèles du ménage. Mais, d'autres aspects liés à la pauvreté — notamment la détermination de la ligne de pauvreté — sont importants. Voir Lachaud [1998] dans le cas de la Mauritanie.

² Sen [1983], McElroy [1990], Haddad, Hoddinott, Adelman [1994]. Meignel [1997] présente des approches alternatives.

³ Strauss, Thomas [1995], par exemple.

⁴ Behrman [1990] ; Harriss [1990]. Deaton [1997] apporte également des exemples, tout en relativisant les résultats obtenus.

⁵ Haddad, Kanbur [1990a].

Deuxièmement, la présence d'une inégalité intra-ménage dans la répartition des biens selon le genre est, a priori, concevable sur ce continent, compte tenu, d'une part, de l'importance de la discrimination à l'encontre des filles en matière d'éducation — voire de santé —, par ailleurs mise en évidence¹³ et, d'autre part, du contexte socio-culturel, notamment le poids de la religion musulmane. Troisièmement, les informations issues de l'enquête prioritaire auprès des ménages, réalisée en 1994-95, permettent, dans une certaine mesure, d'examiner la relation entre le genre et le comportement de la demande. Le présent papier est organisé comme suit. Après avoir présenté les concepts, la méthode et les sources statistiques utilisés, la répartition intra-ménage des biens alimentaires par rapport au genre est explorée. En fait, la méthode d'analyse mise en oeuvre appelle surtout un examen de la répartition intra-ménage des biens consommés par les adultes. Cette dernière approche est ensuite désagrégée selon le milieu, les régions et le sexe du chef de ménage. Finalement, la robustesse des résultats est testée à l'aide d'une spécification paramétrique alternative.

2. Concepts, méthode et sources statistiques

1. Courbe d'Engel et biens alimentaires

La présente analyse est fondée sur l'utilisation d'une forme flexible de la courbe d'Engel — proposée par Working en 1943 —, reliant 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 dernier¹⁴. 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.

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

La forme fonctionnelle de l'équation [1], utilisée dans un premier temps pour les *biens alimentaires*, et le processus d'estimation appellent plusieurs commentaires¹⁷. Premièrement, 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.

Deuxièmement, 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 urbains : Ouest, Sud-Sud-Ouest, Centre-Nord, Centre-Sud, Nord, autres villes, Ouagadougou-Bobo-Dioulasso (base) ; (ii) l'appartenance ethnique : Mossi et assimilés¹⁸ (base), Dioula et assimilés, Peulh ; (iii) le statut sur le marché du travail : salarié — protégé et non protégé —, travailleur indépendant, agriculteur, autre statut (base)¹⁹.

Troisièmement, le choix des *biens alimentaires* est fonction des données disponibles et de la structure de la consommation locale. A cet égard, l'enquête prioritaire 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) mil ; (ii) riz ; (iii) autres graminées, céréales, pain et dioscoréacées²⁰ ; (iv) poisson et viandes ; (v) huiles, arachides et condiments ; (vi) légumes, fruits et divers²¹. Il est à remarquer que 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

Svedberg [1996] fait référence à plusieurs autres études fondées sur des approches anthropométriques.

¹³ Lachaud [1997].

¹⁴ L'analyse suit celle de Deaton [1987]. L'intérêt d'une telle formulation se situe aux niveaux théorique — cohérence avec la fonction d'utilité — et empirique — facilité d'estimation économétrique.

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 On notera que les équations sont estimées pour l'ensemble des ménages, que ces derniers consomment le bien i ou non. En effet, l'objectif de cette analyse est d'appréhender l'effet relatif selon le genre — par exemple, les filles obtiennent-elles moins que les garçons.

¹⁸ Y compris quelques étrangers.

¹⁹ Inactif, chômeur et autre actif.

²⁰ Maïs, niébé, farines, igname, tubercules et pain.

²¹ Légumes, tomates, fruits, cola et sucre.

—, 7,7 — huiles, arachides et condiments — et 3,8 pour-cent — légumes, fruits et divers.

Quatrièmement, et corrélativement, l'estimation de [1] dans le cas des biens alimentaires pose un problème particulier, dans la mesure où certains d'entre eux — le mil, par exemple — constituent une proportion importante de la consommation totale. De ce fait, l'estimation d'une courbe d'Engel pour les biens alimentaires peut conduire à régresser, en partie, une variable sur elle-même, d'où une possible corrélation entre la principale variable explicative — la dépense par tête — et l'erreur u_i . En général, un ménage ayant une importante dépense alimentaire aura également budget total élevé. En d'autres termes, la consommation de biens alimentaires détermine la dépense totale, tout comme cette dernière influence la consommation de nourriture. Afin de tenir compte de ce biais de simultanéité, le test de spécification d'Hausman a été réalisé pour l'ensemble des biens considérés²². La procédure est la suivante. Sous l'hypothèse nulle de non simultanéité — variables explicatives exogènes — l'estimation par les moindres carrés ordinaires est appropriée. Par contre, en présence de biais de simultanéité — variables explicatives endogènes et, donc, corrélées avec le terme aléatoire —, l'estimation à l'aide de variables instrumentales est appropriée. Dans le cas présent, la procédure des doubles moindres carrés a été utilisée, et onze variables instrumentales inhérentes à la dépense totale par tête du ménage ont été prises en compte²³. En fait, le teste d'Hausman ne s'est révélé significatif que pour le mil, ce qui était attendu. Dans ce cas, l'estimation par les doubles moindres carrés a été préférée.

En fait, l'estimation des courbes d'Engel pour les biens alimentaires n'est pas en mesure de fournir un test du biais sexuel au sein des ménages. Elle permet seulement d'examiner la configuration de la demande des ménages en fonction de sa structure, en général, et de sa composition par sexe, en particulier. Pour cette raison, la désagrégation selon le milieu ou le sexe du chef de ménage n'a pas été effectuée. Ajoutons qu'une série de tests F permettent d'appréhender l'influence des facteurs

démographiques sur le comportement de la demande des biens alimentaires²⁴.

2. Biens consommés par les adultes et taux d'équivalent dépense

Il est cependant possible de mieux explorer la relation entre la configuration de la demande du ménage et sa structure par âge et par sexe, en s'intéressant à une catégorie particulière de biens, ceux qui sont consommés exclusivement — ou quasi-exclusivement — par les adultes. Certes, sauf en ce qui concerne, par exemple, les vêtements pour les adultes, le tabac et l'alcool, il est parfois difficile de spécifier avec précision les consommations qui sont exclusivement le fait des adultes. Néanmoins, l'intérêt de s'attacher aux biens consommés par ces derniers est réel, puisque, en l'absence d'effets de substitution, l'impact des enfants sur la consommation de ces biens se manifeste uniquement par le biais des effets revenu. Ainsi, l'effet d'un enfant additionnel quant à la dépense sur chaque «bien adulte» devrait être proportionnel à l'effet de revenu sur la dépense du ménage inhérente à ce bien adulte²⁵.

Ainsi, la prise en compte des biens consommés par les adultes est susceptible de fournir une indication sur l'inégalité intra-ménage. Dans cette optique, à la suite de Deaton, deux orientations analytiques paraissent fructueuses²⁶. Tout d'abord, on peut comparer les coefficients des fonctions de demande relatifs aux garçons et aux filles, en appréhendant leur différence à l'aide d'un test F. L'intérêt de cette procédure est d'explorer dans quelle mesure, parmi les ménages ayant un niveau de consommation, une taille et un nombre d'adultes identiques, la dépense sur les biens consommés par les adultes est fonction de la structure par sexe des enfants. Par exemple, pour une classe d'âge donnée, si le coefficient relatif aux filles est significativement moins négatif que celui inhérent aux garçons, on peut en déduire que les parents privilégient les seconds par rapport aux premières en termes de répartition des ressources, ce qui pourrait être l'expression d'une discrimination.

Ensuite, il est possible d'exprimer l'impact d'un enfant additionnel en termes des effets des variations sur l'ampleur de la dépense totale du ménage. A cet égard, Deaton définit un «taux d'équivalent dépense», π , qui indique la dépense

²² Hausman [1978]. Les test d'Hausman est une statistique de Wald fondée sur la différence de deux estimateurs. Il suit asymptotiquement la loi du Chi² avec un degré de liberté.

²³ Il s'agit de : (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.

²⁴ Ces tests sont obtenus en estimant des modèles avec des contraintes spécifiques sur les coefficients.

²⁵ S'agissant des fonctions de demande pour les biens consommés par les adultes, elles expriment la «séparabilité démographique» du «bien adulte» par rapport aux caractéristiques des enfants.

²⁶ Voir Deaton [1987], [1997].

totale additionnelle qu'induirait une variation de dépense sur le bien en question identique à la présence d'une personne additionnelle de chaque classe démographique²⁷ — équation [2].

$$\begin{aligned} \pi_{ir} &= \{[\delta(p_i, q_i)]/\delta n_r\} / \{[\delta(p_i, q_i)]/\delta x\} / (n/x) \\ &= \{(\eta_i - \beta_i) + v_{ir} - \sum_{j=1}^{J-1} \gamma_{ij} (n_j/n)\} / (\beta + w_i) \end{aligned} \quad [2]$$

Dans l'équation [2], $r=1, \dots, J-1$, si n_r représente le nombre de personnes dans la classe démographique r , tandis que les notations habituelles sont utilisées. Naturellement, le taux d'équivalent dépense peut être calculé quels que soient les biens — alimentaires ou non alimentaires —, mais il prend un relief particulier dans le cas des biens consommés par les adultes. En fait, il s'apparente à un coefficient d'élasticité. Par exemple, si $\pi_{ir} = -0,4$, cela signifie qu'un individu additionnel appartenant au groupe démographique r a le même effet sur la dépense du ménage consacrée à un bien i consommé par les adultes qu'aurait une réduction de 40 pour-cent de la dépense par tête du ménage.

Compte tenu des paramètres générés par l'équation [1], les taux d'équivalent adulte — y compris les écarts-type²⁸ — peuvent être déterminés pour chaque bien consommé — ou probablement consommé — par les adultes et chaque catégorie démographique r , les valeurs de β et de w_i étant les moyennes des échantillons. Par ailleurs, puisqu'il est supposé que des enfants additionnels ne génèrent pas directement une demande supplémentaire de biens consommés par les adultes — c'est-à-dire qu'un enfant additionnel requiert des ressources supplémentaires au détriment de celles consacrées à l'acquisition des biens consommés par les adultes —, les π_{ir} doivent être négatifs. En outre, dans la mesure où un enfant additionnel est susceptible de réduire les dépenses sur chaque bien adulte, comme le ferait une réduction du revenu du ménage, on peut s'attendre à ce que les taux d'équivalent dépense soient égaux, du moins ceux qui sont relatifs aux enfants. Bien que Deaton ait proposé une méthode de construction de ce test²⁹, dans la présente étude, la statistique de Wald a été générée directement par une estimation d'un

système d'équations simultanées des «biens adultes» par la méthode des moindres carrés généralisés³⁰.

Naturellement, les taux d'équivalent dépense fournissent des informations quant à l'incidence de l'inégalité intra-ménage selon le sexe. Ainsi, si davantage de ressources sont consacrées aux garçons par rapport aux filles, la réduction de la dépense consacrée aux biens consommés par les adultes sera supérieure. La comparaison des coefficients π_{ir} selon l'âge et le sexe est donc instructive. Ajoutons que l'examen des taux d'équivalent dépense pour les adultes n'est pas sans intérêt, puisqu'ils permettent également d'observer les modes de répartition des biens adultes parmi ces derniers.

Finalement, les données de l'enquête prioritaire du Burkina Faso de 1994-95 ont permis de spécifier quatre biens consommés par les adultes : (i) cigarettes et tabac ; (ii) boissons alcoolisées ; (iii) voyages, transports et loisirs³¹ ; (iv) matériel roulant — vélo, mobylette, moto, véhicule. On remarquera que si les deux premiers biens paraissent exclusivement consommés par les adultes, pour les deux derniers la probabilité d'une consommation, en partie simultanée, n'est pas à exclure. Pour ces quatre biens, les taux d'équivalent dépense ont été calculés pour l'ensemble des individus et selon une désagrégation en fonction du milieu — rural et urbain, régions — et du sexe du chef de ménage. La désagrégation selon le niveau de vie n'a pas pu être réalisée, le test de Chow inhérent à chaque bien n'étant significatif que pour la consommation de boissons alcoolisées.

3. Spécification linéaire et biens consommés par les adultes

Afin de tester la robustesse des résultats obtenus, il est parfois utile d'explorer des spécifications économétriques alternatives. A cet égard, Deaton propose une forme fonctionnelle différente qui est exprimée par l'équation [3].

$$\begin{aligned} p_i q_i &= b_{0i} + b_{1i}(p_a q_a) \\ &+ \sum_{j=1}^j c_{ij} n_j + d_i \cdot z + v_i \end{aligned} \quad [3]$$

Dans l'équation [3], $p_a q_a$ représente la dépense totale sur les biens i consommés par les adultes, tandis que les n_j indiquent les caractéristiques démographiques. En effet, l'idée de «séparabilité

²⁷ Le taux d'équivalent dépense est égal à la dérivée de la dépense sur chaque bien consommé par les adultes par rapport à un enfant additionnel, divisée par la dérivée correspondante par rapport à la dépense totale, le résultat étant exprimé en termes de niveau de vie par tête. Dans l'équation [2], $\{[\delta(p_i, q_i)]/\delta n_r\} / \{[\delta(p_i, q_i)]/\delta x\}$ représente la dérivée de la dépense totale x par rapport à n_r , le nombre d'individus de type r dans le ménage.

²⁸ Voir Deaton [1987].

²⁹ Deaton [1987], annexe.

³⁰ «Seemingly unrelated equation regressions». On suppose que les équations sont liées entre elles uniquement par leur perturbation. Par ailleurs, afin de tester l'égalité des π_{ir} , des restrictions ont été imposées lors de l'estimation pour les différents biens adultes, et la statistique de Wald a été générée.

³¹ Notamment cinéma, sport et lecture.

démographique» suggère que si l'impact des enfants ne s'exerce que par l'effet revenu, l'agencement de la dépense totale sur les biens consommés par les adultes entre ces biens doit être indépendant des caractéristiques des enfants. De ce fait, l'estimation économétrique de [3] permet de vérifier que le paramètre c_{ij} n'est pas significatif. Comme précédemment, l'estimation de [3] implique la génération des statistiques de Wald³² et des tests F^{33} pour les différents biens pris en considération.

En outre, il importe de remarquer que l'estimation par les moindres carrés ordinaires n'est pas appropriée dans la mesure où $p_a q_a$ est défini comme la somme des $p_i q_i$. De ce fait, $p_a q_a$ est probablement corrélé à la perturbation v_i . Dans ces conditions, l'estimation de [3] doit être réalisée par les doubles moindres carrés, la variable instrumentale appropriée étant la dépense totale du ménage. Dans le cas de la présente étude, cette approche n'a été effectuée que pour l'ensemble des individus.

4. Les sources statistiques

La principale source d'information utilisée dans la présente étude provient de l'exploitation de la base de données de l'enquête prioritaire, réalisée par l'Institut national de la statistique et de la démographie du Burkina Faso entre octobre 1994 et janvier 1995. Il s'agit d'une enquête nationale effectuée auprès de 8 700 ménages³⁴, ayant pour base de sondage — stratifié à deux degrés — l'enquête démographique de 1991. Les informations utilisées proviennent uniquement du questionnaire relatif aux ménages, ce dernier comprenant les informations suivantes : renseignements sur le chef de ménage, composition démographique du ménage, santé, éducation — 6 ans et plus —, emploi — principal, secondaire et précédent pour les personnes âgées de 10 ans et plus —, logement et confort, bétail et exploitation agricole, entreprises et activités non agricoles, accès aux services de base — école primaire et secondaire, centre de santé et marché —, dépenses, revenus et avoirs du ménage³⁵.

³² La statistique de Wald — égalité des coefficients selon la catégorie démographique pour les biens consommés par les adultes — a été générée à la suite d'une estimation avec contrainte par la procédure des triples moindres carrés.

³³ Pour un bien donné, égalité selon le sexe des coefficients. Par exemple, tous les coefficients relatifs aux jeunes filles sont identiques à ceux relatifs aux jeunes garçons.

³⁴ En fait, les fichiers disponibles comportent 8 642 ménages.

³⁵ Une présentation détaillée de l'enquête est contenue dans Institut national de la statistique et de la démographie [1994a].

Une analyse préliminaire des informations ait été réalisée au cours de l'année 1995³⁶, tandis qu'une recherche plus approfondie s'est efforcée d'explorer les relations entre la pauvreté, la vulnérabilité et la participation au marché du travail³⁷. A cet égard, les études précédemment citées ont eu à opérer préalablement des choix méthodologiques afin d'appréhender la configuration de la pauvreté. Pour notre propos, il est suffisant de souligner que les dépenses totales de consommation ont été calculées comme la somme de toutes les dépenses monétaires du ménage, de la consommation inhérente à la production du ménage, et de la valeur imputée des services provenant du logement³⁸. 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.

3. Configuration de la demande de biens alimentaires et genre

Le tableau 1 affiche les coefficients de régression des estimations par les moindres carrés — ou les doubles moindres carrés — de la forme fonctionnelle de la courbe d'Engel [1] pour plusieurs produits alimentaires — mil ; riz ; autres graminées, céréales, pain et divers ; poisson et viandes ; huiles, arachides et condiments ; légumes, fruits et divers — consommés par les ménages burkinabè en 1994-95, tandis que les tests F d'égalité des coefficients selon la classe démographique sont indiqués au tableau 3. A cet égard, plusieurs commentaires peuvent être présentés.

Premièrement, sur un plan économétrique, l'observation de R^2 ajustés montre une inégale qualité des estimations réalisées, bien que de tels résultats soient comparables avec ceux d'autres études effectuées sur ce sujet³⁹. C'est seulement dans le cas du mil que les variables dépendantes considérées expliquent près du tiers de la variance de la variable indépendante. On remarque également que le test

³⁶ Institut national de la statistique et de la démographie [1996a], [1996b].

³⁷ Lachaud [1997].

³⁸ 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].

³⁹ Deaton [1987], notamment.

Tableau 1 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés — ou les doubles moindres carrés — des courbes d'Engel pour différents biens alimentaires — Burkina Faso 1994-95¹

Paramètres Variables	Mil ¹¹		Riz		Autres graminées, céréales, pain et dioscoréacées ⁸		Poisson et viandes		Huiles, arachides et condiments		Légumes, fruits et divers ⁹		Moy- enne
	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴	
Constante	97,901	18,308*	-11,44	-7,274*	6,55	3,105*	5,656	4,312*	30,555	20,271*	5,965	5,641*	
Log dépenses ménage/tête²	-8,148	-18,202*	1,262	10,400*	-0,073	-0,417	-0,172	-1,848**	-1,654	-14,259*	-0,036	-0,436	11,05
Log taille du ménage	-1,663	-5,543*	0,771	6,333*	1,022	6,114*	-0,334	-3,297*	-1,555	-11,346*	-0,481	-5,248*	1,806
Démographie³													
Enfants M— <5 ans	-3,270	-1,730**	1,022	1,240	-1,223	-1,036	2,687	3,654*	-0,493	-0,554	0,979	1,621	0,078
Enfants M— 5-9 ans	6,739	3,505*	0,710	0,947	-2,445	-2,209*	1,816	2,635*	0,011	0,013	0,387	0,638	0,080
Enfants M— 9-14 ans	2,798	1,321	2,489	2,333*	-1,899	-1,427	0,699	0,863	-0,082	-0,087	0,037	0,057	0,056
Adultes M — 15-54 ans	4,526	3,474*	0,334	0,539	-3,151	-3,941*	-0,081	-0,155	-4,482	-7,383*	-1,639	-3,677*	0,243
Adultes M — >54 ans	5,654	3,014*	-1,289	-1,672**	-2,239	-1,791**	0,402	0,433	-4,002	-4,290*	-2,176	-3,244*	0,046
Enfants F— <5 ans	-1,348	-0,705	0,679	0,831	-1,590	-1,380	2,906	3,882*	0,998	1,121	0,145	0,238	0,074
Enfants F— 5-9 ans	6,682	3,267*	1,371	1,680**	-4,475	-3,972*	1,172	1,565	-1,970	-2,190*	1,047	1,563	0,073
Enfants F— 9-14 ans	1,544	0,722	-1,722	-1,950**	1,083	0,818	0,986	1,224	-0,120	-0,121	1,267	1,765**	0,052
Adultes F — 15-54 ans	6,653	4,733*	0,486	0,825	-1,102	-1,340	1,992	3,475*	1,694	2,408*	-0,014	-0,029	0,239
Local, géographique⁵													
Ouest	-0,893	-1,625**	1,541	4,217*	2,578	6,511*	2,384	9,599*	-0,405	-1,255	-1,477	-6,568*	0,180
Sud et Sud-Ouest	5,651	9,308*	-0,853	-2,623*	-0,646	-1,584	-0,827	-3,350*	-3,548	-10,944*	-3,305	-15,070*	0,134
Centre-Nord	7,355	12,950*	-1,778	-4,791*	-0,633	-1,911**	1,825	7,709*	-1,825	-5,884*	-1,060	-4,787*	0,198
Centre-Sud	5,869	10,957*	0,996	2,433*	-4,520	14,993*	0,059	0,264	-1,233	-4,092*	0,513	2,325*	0,230
Nord	15,946	13,619*	-1,642	-5,806*	-3,921	-8,390*	0,244	0,664	-2,438	-5,481*	-1,141	-3,850*	0,061
Petites villes	1,414	2,483*	-0,502	-1,735**	-0,473	-1,093	0,526	1,939**	-0,591	-1,603	0,369	1,105	0,049
Ethnie⁶													
Dioula et assimilés	3,394	6,592*	-0,237	-1,175	1,751	7,714*	0,379	2,674*	1,070	6,415*	0,759	6,180*	0,337
Peuhl	3,408	3,767*	-0,761	-2,281*	-0,929	-2,356*	-0,278	-0,931	-0,296	-0,881	0,097	0,417	0,068
Statut⁷													
Salarié	0,349	0,541	-0,422	-1,165	-0,529	-1,389	-0,087	-0,323	0,281	0,794	-0,142	-0,556	0,096
Indépendant non agricole	-4,226	-6,408*	0,922	2,633*	-1,588	-4,726*	0,887	3,239*	0,126	0,413	0,428	1,705**	0,083
Agriculteur	4,940	8,605*	-0,515	-1,966*	2,280	7,139*	-0,387	-1,736**	0,258	0,976	-0,068	-0,358	0,802
R ² ajusté		0,311		0,063		0,115		0,053		0,083		0,076	-
F (sig F)		178,00 (0,000)		31,41 (0,000)		51,86 (0,000)		22,94 (0,000)		36,32 (0,000)		33,18 (0,000)	-
Chi ² Breusch - Pagan ¹⁰		-		2663,38		2606,34		827,56		766,14		877,13	-
Test Hausman (sig H)		144,17 (0,00)		9,55 (0,99)		20,42 (0,61)		-0,001 (-)		2,40 (1,00)		0,23 (1,00)	-
N		8594		8595		8596		8594		8594		8594	-

(1) La variable dépendante est la proportion des dépenses du bien i dans le budget total du ménage ; tous les coefficients sont multipliés par 100 ; (2) Log des dépenses totales réelles du ménage par tête ; (3) 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 ; (4) 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'hétéroscédacité — correction de White ; (5) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (6) Base = Mossi et assimilés - y compris quelques étrangers ; (7) Base = inactifs, chômeur et autres actifs ; (8) Maïs, niébé, farines, igname, tubercules et pain ; (9) Légumes, tomates, fruits, cola et sucre ; (10) Test d'homoscédacité ; (11) Doubles moindres carrés.

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.

d'Hausman étant significatif pour ce bien, la fonction de demande a été estimée par les doubles moindres carrés⁴⁰.

Deuxièmement, le tableau 1 montre également que seul le riz apparaît comme un bien de luxe, le coefficient du log de la dépense par tête étant positif et significatif. Cela signifie que, toutes choses égales par ailleurs, la part de la dépense des ménages consacrée au riz croît avec le niveau de vie, ce qui induit une élasticité par rapport à la dépense totale supérieure à un. En fait, il apparaît que la part des ressources consacrées à l'acquisition de ce bien est surtout importante dans l'Ouest et le Centre-Sud, et pour les Mossi. Par contre, les autres consommations apparaissent comme des biens de première nécessité, bien que seuls les coefficients relatifs au mil, au poisson-viandes et aux huiles-arachides soient à la

fois négatifs et significatifs. Dans ce contexte, on rappelle que dans le cas du Burkina Faso, 58,4 pour-cent des dépenses sont consacrées à l'alimentation⁴¹. En outre, toutes choses égales par ailleurs — en particulier le niveau de vie —, un accroissement de la taille des ménages accroît la part des dépenses consacrées au riz et aux autres graminées et divers, alors que l'inverse prévaut pour les autres biens alimentaires.

Troisièmement, les tests F d'égalité des coefficients pour les biens alimentaires selon la catégorie démographique, affichés au tableau 3, tendent à montrer des différences significatives selon le genre et l'âge. Tout d'abord, la dernière colonne montre que, pour l'ensemble des individus quel que soit l'âge, tous les coefficients de tous les biens alimentaires pris en considération sont statistiquement différents selon le genre. Ce résultat signifie que, pour les divers biens alimentaires, les individus du sexe

⁴⁰ On se reportera à la section précédente pour la spécification des variables instrumentales utilisées. On rappelle que le mil est l'aliment dont la proportion dans le budget des ménages burkinabè est la plus élevée — 17,9 pour-cent.

⁴¹ Voir Institut national de la statistique et de la démographie [1996a] pour plus d'informations sur ce point.

masculin sont «favorisés» par rapport à ceux du sexe féminin. En vérité, l'avantage masculin est surtout prononcé pour les adultes. En effet, l'avant dernière colonne du tableau 3 indique que tous les coefficients des biens alimentaires, sauf pour le riz, sont favorables aux hommes adultes de 15 ans et plus. Par contre, la sixième colonne du tableau 3 met en évidence un avantage pour les garçons de 15 ans et moins uniquement en ce qui concerne le riz. A cet égard, le tableau 3 suggère que le désavantage des filles pour ce dernier bien, ainsi que pour les autres graminées, céréales, pain et igname, ne se manifeste réellement que pour celles qui ont entre 10 et 14 ans. Ajoutons que les coefficients pour les huiles, arachides et condiments sont également relativement supérieurs pour les garçons de 5-9 ans.

En fait, cette analyse n'est pas réellement en mesure de fournir un test du biais sexuel quant à la répartition des ressources au sein du ménage. Elle a surtout le pouvoir d'examiner la configuration de la demande des biens alimentaires en fonction de la structure démographique du ménage. En effet, dans la mesure où les biens alimentaires ne sont pas spécifiquement consommés par les enfants ou par les adultes, la présente approche peut difficilement séparer un effet de goût d'un effet d'inégalité. Ainsi, le fait que les coefficients relatifs au riz soient significativement supérieurs pour les garçons de 10-14 ans à ceux des filles du même âge peut traduire une préférence des premiers pour ce bien alimentaire. De même, l'écart des coefficients favorable aux hommes adultes concernant le mil — contrairement au riz — pourrait signifier que ce dernier fournit des calories à moindre coût, notamment en milieu rural où les travaux pénibles prévalent. L'analyse précédente a précisément mis en évidence le caractère de bien de luxe du riz. Dans ces conditions, l'analyse doit s'efforcer de mieux préciser l'origine de ces écarts selon le genre. La prise en compte des biens consommés par les adultes constitue une des approches possibles.

4. Inégalité intra-ménage et genre

Le tableau 2 indique les coefficients des équations de régression relatives aux biens consommés par les adultes. A cet égard, soulignons à nouveau que, sauf pour les boissons alcoolisées et le tabac, l'exclusivité des autres biens — voyages, transports et loisirs ; acquisition de matériel roulant et entretien — en termes de consommation par les adultes peut être discutée. Malheureusement, l'enquête auprès des ménages, qui fonde la présente recherche, n'est pas en mesure d'apporter beaucoup d'informations sur ce point.

On remarque immédiatement que seuls les voyages, les transports et les loisirs, d'une part, et l'achat et l'entretien du matériel roulant — vélo, mobylette, moto, véhicule —, d'autre part, constituent des biens de luxe, leur part dans la consommation des ménages augmentant avec le niveau de vie. En outre, toutes choses égales par ailleurs, la consommation de ces deux biens croît avec l'augmentation de la taille du ménage — l'inverse prévaut pour le tabac et l'alcool. Néanmoins, considérés globalement, ces biens apparaissent comme des biens de luxe, et leur part dans le budget du ménage s'élève avec la dimension de ce dernier. Ajoutons que l'importance de ces consommations varient dans l'espace. Par rapport à Ouagadougou et Bobo-Dioulasso, les boissons alcoolisées sont surtout consommées dans l'Ouest et le Centre-Sud, et beaucoup moins dans le Nord et le Sud-Sud-Ouest. Par contre, le tabac et les cigarettes sont des consommations liées surtout aux grands centres urbains, tout comme l'acquisition du matériel roulant.

L'examen des tests d'égalité des coefficients — tableau 3 — montre que, pour l'ensemble des individus et des biens considérés, l'hypothèse nulle de l'égalité des coefficients est rejetée⁴². En fait, on observe une différence entre les enfants et les adultes. Pour les premiers, la supériorité des coefficients masculins ne s'observe que pour le tabac — un bien que l'on peut considérer exclusivement consommé par les adultes —, encore que pour les voyages, transports et loisirs, l'égalité des coefficients soit rejetée au seuil de 8 pour-cent pour les individus ayant entre 10 et 14 ans. S'agissant des seconds, la supériorité des coefficients masculins est observée quel que soit le bien pris en considération. Par conséquent, en termes de dépenses sur les biens consommés par les adultes, compte tenu de dépense totale et de la composition du ménage, il semblerait qu'un effet selon le genre puisse être décelé. Ainsi, le fait que les coefficients des enfants diffèrent — surtout pour un bien que l'on peut considérer exclusivement consommé par les adultes — signifie que, parmi les ménages ayant le même niveau des dépenses, la même taille et le même nombre d'adultes, le budget consacré aux biens consommés par les adultes est fonction de la répartition des enfants selon le sexe.

En fait, l'examen des taux d'équivalent dépense semble davantage conforter l'existence d'un biais sexuel — tableau 4. On rappelle que le taux d'équivalent dépense exprime la dépense totale additionnelle qu'induirait une variation de dépense sur un bien consommé par les adultes, identique à la

⁴² Pour l'alcool, le seuil de signification est proche de 10 pour-cent.

Tableau 2 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés des courbes d'Engel pour des biens consommés — ou probablement consommés — par les adultes — Burkina Faso 1994-95¹

Paramètres	Biens consommés par les adultes				Biens probablement consommés par les adultes				Ensemble		Moyenne
	Boissons alcoolisées		Cigarettes et tabac		Voyage, transport et loisirs		Acquisition matériel roulant ⁸ , essence, divers ⁹		β	t ⁴	
	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴			
Constante	2,437	2,161*	6,195	6,465*	-13,927	-12,782*	-17,793	-12,223*	-23,082	-10,222*	
Log dépenses du ménage/tête²	0,029	0,344	-0,157	-2,313*	1,226	13,591*	1,849	15,104*	2,946	16,130*	11,05
Log taille du ménage	-0,448	-4,368*	-0,519	-7,155*	0,376	5,110*	1,531	11,695*	0,939	4,855*	1,806
Démographie⁸											
Enfants M— <5 ans	-2,343	-3,191*	-2,483	-4,825*	1,164	2,485*	0,928	1,389	-2,728	-2,272*	0,078
Enfants M— 5-9 ans	-0,477	-0,570	-2,693	-5,272*	-0,164	-0,337	-0,026	-0,038	-3,368	-2,642*	0,080
Enfants M— 9-14 ans	-1,001	-1,294	-2,651	-4,979*	0,080	0,152	-1,876	-2,527*	-5,449	-4,220*	0,056
Adultes M— 15-54 ans	-1,778	-3,188*	-1,292	-2,771*	1,180	3,889*	0,348	0,801	-1,542	-1,701**	0,243
Adultes M— >54 ans	1,769	1,760**	-1,678	-2,499*	-0,459	-0,938	-1,326	-3,076*	-1,695	-1,227	0,046
Enfants F— <5 ans	-2,882	-3,922*	-1,166	-2,048*	1,228	2,363*	0,435	0,591	-2,388	-1,875**	0,074
Enfants F— 5-9 ans	-0,773	-0,983	-2,083	-4,007*	0,199	0,422	-0,203	-0,267	-2,865	-2,235*	0,073
Enfants F— 9-14 ans	-1,281	-1,501	-2,993	-5,681*	1,303	2,079*	-0,648	-0,763	-3,623	-2,495*	0,052
Adultes F— 15-54 ans	-1,322	-2,138*	-2,255	-5,089*	0,041	0,131	-0,999	-2,422*	-4,535	-4,846*	0,239
Local, géographique⁵											
Ouest	2,289	16,079*	-0,279	-2,889*	-0,256	-2,278*	-1,053	-6,363*	0,702	2,759*	0,337
Sud et Sud-Ouest	-0,483	-4,163*	-0,343	-1,546	-0,341	-1,459	-0,712	-2,731*	-1,874	-4,513*	0,068
Centre-Nord	0,420	1,926**	0,094	0,488	1,003	3,932*	-2,092	-5,977*	-0,575	-1,145	0,180
Centre-Sud	3,232	13,052*	0,152	0,792	0,719	2,654*	-1,579	-4,095*	2,524	4,655*	0,134
Nord	-0,657	-3,697*	0,037	0,207	1,046	4,100*	-2,218	-6,386*	-1,792	-3,708*	0,198
Petites villes	0,712	3,892*	-0,278	-1,577	0,539	2,347*	-3,444	-10,065*	-2,470	-5,282*	0,230
Ethnie⁶											
Dioula et assimilés	-1,733	-9,842*	0,261	0,916	1,280	3,321*	-2,348	-5,691*	-2,549	-4,039*	0,061
Peuhl	-0,299	-1,343	0,210	0,829	1,060	3,406*	-2,807	-6,615*	-1,834	-3,038*	0,049
Statut⁷											
Salarié	-0,532	-2,552*	0,288	1,194	0,077	0,269	2,462	5,498*	2,297	3,807*	0,096
Indépendant non agricole	-1,744	-8,613*	-0,092	-0,483	0,707	2,762*	0,417	1,283	-0,720	-1,459	0,083
Agriculteur	1,186	6,402*	0,022	0,138	-0,566	-3,207*	-0,363	-1,367	0,280	0,710	0,802
R ² ajusté		0,133		0,031		0,065		0,148		0,119	-
F (sig F)		61,18 (0,000)		13,42 (0,000)		28,42 (0,000)		69,28 (0,000)		52,64 (0,000)	-
Chi ² Breusch - Pagan ¹⁰		3680,12		2970,53		4292,63		2973,03		886,52	-
Test Hausman (sig H)		0,29 (1,00)		0,08 (1,00)		-0,18 (-)		21,97 (0,52)		-25,86 (-)	-
N		8593		8593		8594		8596		8596	-

(1) La variable dépendante est la proportion des dépenses du bien i dans le budget total du ménage ; tous les coefficients sont multipliés par 100 ; (2) Log des dépenses totales réelles du ménage par tête ; (3) Les variables inhérentes à la démographie sont fondées sur la proportion de personnes dans chaque catégorie ; base = proportion de femmes de plus de 54 ans ; (4) 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'hétéroscédaticité — correction de White ; (5) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (6) Base = Mossi et assimilés - y compris quelques étrangers ; (7) Base = inactifs, chômeur et autres actifs. ; (8) Vélo, mobylette, moto et véhicule ; (9) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant ; (10) Test d'homoscédaticité.

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 3 : Tests F d'égalité des coefficients selon le genre et l'âge pour différents biens alimentaires et biens consommés par les adultes — Burkina Faso 1994-95

Démographie	0-4 ans ¹	5-9 ans ¹	10-14 ans ¹	15-54 ans ¹	>54 ans ¹	Enfants	Adultes	Ensemble ²
	0-14 ans ²		≥15 ans ²					
Paramètre	F ³	F ³	F ³	F ³	F ³	F ³	F ³	F ³
Biens alimentaires								
Mil	0,95	0,01	0,26	3,20**	9,62*	0,40	7,08*	3,07*
Riz	0,15	0,54	15,20*	0,08	2,55**	5,29*	1,29	3,67*
Autres graminées divers ⁴	0,09	2,77**	4,16*	8,33*	4,20*	2,33**	5,72*	3,74*
Poisson et viandes	0,09	0,73	0,10	22,61*	0,36	0,31	11,90*	4,94*
Huiles, arachides, condiments	2,92**	4,84*	0,01	139,24*	24,63*	2,58*	76,75*	32,03*
Légumes, fruits et divers ⁵	1,88	1,11	2,68**	19,91*	15,05*	1,88	15,87*	7,68*
Biens consommés par les adultes								
Boissons alcoolisées	0,52	0,15	0,09	1,05	6,67*	0,26	4,18*	1,81**
Cigarettes et tabac	7,11*	1,43	0,31	10,60*	13,58*	2,95*	13,46*	7,14*
Quasi-biens adultes								
Voyage, transport et loisirs	0,01	0,36	2,87**	10,59*	0,72	1,08	6,00*	2,97*
Matériel roulant ⁶ , divers ⁷	0,31	0,04	1,27	6,51*	2,66**	0,54	5,06*	2,32*
Ensemble biens adultes	0,06	0,13	1,22	13,98*	1,89	0,47	8,55*	3,64*

(1) Test de l'égalité des coefficients selon la classe d'âge et le sexe — tableaux 1 et 2. Pour les plus de 54 ans, le coefficient implicite relatif aux femmes est nul ; (2) Test de l'égalité simultanée des coefficients selon le genre et l'âge — tableaux 1 et 2 ; (3) Un "*" indique que l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients est rejetée à 5 pour-cent, et "**" entre 5 et 10 pour-cent ; (4) Maïs, niébé, farines, igname, tubercules et pain ; (5) Légumes, tomates, fruits, cola et sucre ; (6) Vélo, mobylette, moto et véhicule ; (7) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant.

présence d'une personne additionnelle de chaque classe démographique. Préalablement, on notera que tous les ratios ne sont pas significatifs au seuil habituel — un peu plus de la moitié et du tiers, respectivement, pour les hommes et les femmes. Par conséquent, dans un certain nombre de cas, il importe de ne pas accorder de signification excessive à de faibles variations des taux d'équivalent dépense. Néanmoins, ces ratios appellent plusieurs commentaires. Considérons d'abord ceux qui sont inhérents aux enfants — trois premières colonnes. Premièrement, on observe que la plupart d'entre eux — 25 sur 30 — sont négatifs, ceux qui sont positifs n'étant pas significatifs⁴³. Ce résultat était attendu dans la mesure où les enfants sont susceptibles de ne pas consommer directement les biens spécifiés. En d'autres termes, pour toute association d'une catégorie démographique relative aux enfants et d'un bien consommé par les adultes, la dépense décline lorsque prévaut la présence d'un enfant supplémentaire dans le ménage. Ainsi, un enfant additionnel implique un transfert de ressources du ménage des biens consommés par les adultes vers les biens requis pour les enfants. Le tableau 3 montre que ces coefficients sont compris entre 0 et -1. Par exemple, s'agissant des garçons ayant entre 10 et 14 ans, $\pi_{ij} = -0,42$. Dans ce cas, cela signifie qu'un garçon additionnel ayant entre 10 et 14 ans a le même effet sur la dépense du ménage consacrée à un bien moyen consommé par les adultes qu'aurait une réduction de 42 pour-cent de la dépense par tête du ménage. Par ailleurs, comme cela a été précédemment indiqué, la réduction des moyens consacrés aux biens adultes inhérente à un enfant additionnel suggère que les π_{ij} soient égaux entre eux. C'est ce que suggère les informations affichées au tableau 5. L'hypothèse nulle de l'égalité des π_{ij} pour les enfants au seuil de 0,05 est acceptée dans cinq cas sur six, alors qu'elle est rejetée dans tous les cas pour les adultes.

Deuxièmement, l'examen des taux d'équivalent dépense π_{ij} suggère que les garçons sont beaucoup plus favorisés que les filles dans les ménages burkinabè. En effet, pour l'ensemble des biens consommés par les adultes et, quelle que soit la classe d'âge considérée, les π_{ij} masculins sont largement plus négatifs que les π_{ij} féminins. A cet égard, on notera surtout l'important écart entre les

ratios masculins et féminins — par ailleurs significatifs — pour les individus âgés de 10 à 14 ans. Ainsi, un individu additionnel de 10-14 ans a le même effet sur la dépense du ménage consacrée à un bien moyen consommé par les adultes qu'aurait une réduction de 42 pour-cent de la dépense par tête du ménage. Or, pour les filles appartenant à la même classe d'âge, la réduction des ressources n'est que de 25 pour-cent. Par conséquent, les adultes semblent vouloir réduire davantage leur consommation lors de la présence d'un garçon additionnel dans le ménage, comparativement à une fille, même si ce sont surtout ceux de 10-14 ans qui en bénéficient⁴⁴. On remarquera également que les trois quarts des ratios masculins sont supérieurs aux ratios féminins — notamment pour les cigarettes et tabac et les transports —, ce qui corrobore les indications précédemment fournies par les tests F d'égalité. Un tel résultat contraste avec ce qui semble prévaloir en Côte d'Ivoire⁴⁵ ou en Asie⁴⁶ et, dans une certaine mesure, avec certaines conclusions d'une analyse désagrégée, inhérente au Burkina Faso au milieu des années 1980⁴⁷.

Troisièmement, s'agissant des adultes, les taux d'équivalent dépense devraient être positifs si les premiers ont accès à ces biens. En ce qui concerne les adultes masculins, le tableau 4 montre que seulement trois coefficients sont positifs, dont un est significatif. En fait, il semble que ce soient les adultes de plus de 54 ans qui soient les plus favorisés pour les boissons alcoolisées⁴⁸, et ceux de 15-54 ans pour le tabac. Par exemple, un individu de plus de 54 ans dans le ménage accroît les dépenses relatives aux boissons alcoolisées autant que le ferait une élévation de 98 pour-cent des dépenses par tête du ménage. Pour les femmes adultes, il apparaît que seulement deux ratios sont positifs, ceux inhérents à l'alcool et le tabac et concernant les femmes ayant plus de 54 ans. Il est à remarquer que pour l'ensemble des biens consommés par les adultes, les taux d'équivalent dépense des femmes de 15-54 ans sont beaucoup plus négatifs — et significatifs — que ceux relatifs aux hommes. En définitive, si les femmes âgées semblent dans une situation au moins aussi favorable que celle de leurs homologues masculins, il n'en est pas de même pour

⁴⁴ Il est à remarquer que la supériorité des π_{ij} masculins sur les π_{ij} féminins croît avec l'âge.

⁴⁵ Deaton [1987] suggère l'absence de biais sexuel dans la répartition des ressources du ménage.

⁴⁶ Résumant les conclusions de plusieurs études en Asie, Deaton [1997] aboutit à des conclusions mitigées quant à la présence d'un biais sexuel.

⁴⁷ Haddad, Reardon [1993]. Dans ce dernier cas, on notera une taille très réduite des échantillons, une non homogénéité des données, et une information analytique assez restreinte.

⁴⁸ Un résultat qui prévaut également pour la Côte d'Ivoire. Deaton [1987].

⁴³ Il est un peu surprenant que le taux d'équivalent dépense pour les boissons alcoolisées relatif aux enfants de 5-9 ans soit positif — bien que non significatif. Cela signifie, soit que les données sont imparfaites, soit que les enfants de cette classe d'âge consomment de l'alcool. Il en est de même pour les filles de 0-4 ans en ce qui concerne le tabac. Par contre, un ratio positif pour l'acquisition de matériel roulant est davantage compréhensible, encore que cela soit un peu surprenant dans le contexte africain.

Tableau 4 : Taux d'équivalent dépense — π_{ij} — selon le genre et l'âge pour les biens consommés par les adultes — Burkina Faso 1994-95

Démographie	0-4 ans	5-9 ans	10-14 ans	15-54 ans	> 54 ans
Paramètre	\bar{x} (σ) ¹	\bar{x} (σ) ¹	\bar{x} (σ) ¹	\bar{x} (σ) ¹	\bar{x} (σ) ¹
Hommes					
Biens consommés par les adultes					
Boissons alcoolisées	-0,59 (0,23)*	0,13 (0,35)	-0,07 (0,32)	-0,37 (0,20)**	0,98 (0,55)**
Cigarettes et tabac	-0,69 (0,26)*	-0,84 (0,24)*	-0,81 (0,28)*	0,17 (0,42)	-0,11 (0,41)
Quasi-biens adultes					
Voyage, transport et loisirs	-0,09 (0,23)	-0,67 (0,18)*	-0,56 (0,21)*	-0,08 (0,20)	-0,80 (0,20)*
Matériel roulant ² , divers ³	0,20 (0,18)	-0,02 (0,16)	-0,43 (0,16)*	0,07 (0,14)	-0,31 (0,14)*
Ensemble biens adultes	-0,17 (0,12)	-0,23 (0,11)*	-0,42 (0,10)*	-0,06 (0,10)	-0,07 (0,13)
Femmes					
Biens consommés par les adultes					
Boissons alcoolisées	-0,79 (0,22)*	0,01 (0,32)	-0,18 (0,33)	-0,20 (0,17)	0,31 (0,49)
Cigarettes et tabac	0,26 (0,50)	-0,40 (0,31)	-1,05 (0,26)*	-0,55 (0,17)*	1,10 (0,91)
Quasi-biens adultes					
Voyage, transport et loisirs	-0,07 (0,24)	-0,51 (0,18)*	-0,03 (0,28)	-0,58 (0,10)*	-0,60 (0,14)*
Matériel roulant ² , divers ³	0,08 (0,19)	-0,06 (0,17)	-0,15 (0,19)	-0,25 (0,07)*	-0,01 (0,16)
Ensemble biens adultes	-0,14 (0,12)	-0,18 (0,11)	-0,25 (0,13)**	-0,33 (0,06)*	0,08 (0,16)

(1) Moyenne (erreur-type). Le taux d'équivalent dépense π_{ij} du bien i pour la strate démographique j est calculé selon [2]. Une étoile "*" indique un seuil de signification inférieur à 5 pour-cent et deux étoiles "**" un seuil compris entre 5 et 10 pour-cent ; (2) Vélo, mobylette, moto et véhicule ; (3) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant.

Tableau 5 : Tests de Wald pour l'égalité des taux d'équivalent dépense — π_{ij} — selon le genre et l'âge pour les biens consommés par les adultes — Burkina Faso 1994-95

Démographie	Enfants						Adultes			
	0-4 ans		5-9 ans		10-14 ans		15-54 ans		> 54 ans	
	Wald	Prob ¹	Wald	Prob ¹	Wald	Prob ¹	Wald	Prob ¹	Wald	Prob ¹
Hommes	12,972	0,004	7,639	0,054	4,591	0,204	12,958	0,004	8,764	0,032
Femmes	7,367	0,061	6,419	0,093	6,589	0,086	10,307	0,016	20,821	0,000

(1) Statistique de Wald suivant une loi du Chi² avec trois degrés de liberté. La statistique de Wald a été obtenue après avoir estimé les équations des biens par la méthode des moindres carrés généralisés. Une étoile "*" indique un seuil de signification inférieur à 5 pour-cent et deux étoiles "**" un seuil compris entre 5 et 10 pour-cent ; (2) Vélo, mobylette, moto et véhicule ; (3) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant.

celles qui ont entre 15 et 54 ans. Lorsqu'une femme supplémentaire de ce groupe d'âge est ajoutée à un ménage, il s'ensuit une réduction des dépenses sur les biens consommés par les adultes qui a le même effet qu'une diminution d'un tiers de la dépense totale par tête du ménage. Par contre, l'effet lié à un jeune adulte masculin additionnel n'est que de -6 pour-cent. Dans ce contexte, on notera que l'écart en termes de variation des dépenses est le plus élevé en ce qui concerne le tabac. Toutefois, ce différentiel n'est pas nécessairement le signe d'une discrimination à l'encontre des femmes adultes, les préférences étant probablement différentes selon le sexe. Sans aucun doute, les femmes aiment moins fumer que les hommes. Quoiqu'il en soit, l'ampleur des écarts quant aux taux d'équivalent dépense selon le sexe des femmes ayant entre 15 et 54 ans est une réalité qui doit être expliquée. Il est également intéressant de remarquer que, pour les adultes, tous les π_{ij} sont statistiquement différents, ce qui dénote une forte inégalité des coefficients.

Les résultats précédents, mettant en évidence l'existence d'un biais sexuel intra-ménage, doivent être interprétés. Bien que plusieurs hypothèses puissent être avancées, dans le contexte burkinabè la

probabilité d'une discrimination n'est pas à écarter. A cet égard, plusieurs éléments sont susceptibles de renforcer cette idée⁴⁹.

En premier lieu, malgré les progrès réalisés au cours des années passées, on observe un écart considérable de scolarisation entre les garçons et les filles que l'on peut caractériser comme suit. Tout d'abord, pour un niveau d'enseignement donné, l'accès des filles à l'école est moindre que pour les garçons. Les taux nets de scolarisation du primaire — 7-12 ans — des garçons et des filles sont, respectivement, de 40,9 et 30,6, pour-cent, tandis que ceux du secondaire sont, respectivement, de 21,1 et 13,3 pour-cent. Quant aux inscrits dans l'enseignement supérieur — 20-25 ans —, les pourcentages sont de 6,7 pour les garçons et de 2,9 pour les filles. Ensuite, on observe un écart croissant de scolarisation avec l'élévation du niveau d'enseignement. Ainsi, les ratios des taux nets de scolarisation des garçons par rapport aux filles sont de 1,3, 1,6 et 2,3, respectivement, pour le primaire, le secondaire et le supérieur. Enfin, le pourcentage de

⁴⁹ Les développements qui suivent sont fondés sur Lachaud [1997].

filles dans un niveau d'enseignement donné est inférieur de 40 pour-cent par rapport à celui des garçons. On note d'ailleurs que le différentiel de scolarisation selon le genre est un peu plus élevé en milieu rural que dans les zones urbaines, et que cet écart croît avec le niveau d'enseignement⁵⁰. Ainsi, au Burkina Faso, le différentiel d'éducation selon le genre est suffisamment prononcé pour que le gouvernement tente de mettre en oeuvre, dans le contexte de l'ajustement structurel, un plan national de promotion de l'éducation des filles à l'aide d'un ensemble d'actions spécifiques⁵¹.

Néanmoins, il importe d'identifier les causes du handicap des filles en termes d'instruction. A cet égard, dans le contexte de l'Afrique subsaharienne, les études relatives à cette question tendent à identifier trois séries de facteurs susceptibles d'affecter la participation des femmes au système éducatif⁵². Tout d'abord, le contexte familial influence l'éducation des filles de maintes façons. Ainsi, le faible niveau de vie du ménage, la forte incidence des structures traditionnelles — notamment la religion musulmane⁵³ —, le bas niveau d'éducation de la mère, le recours intensif au travail des enfants et la prédominance de processus de sélection des enfants à scolariser constituent des facteurs affectant défavorablement la scolarisation des filles. Ensuite, plusieurs facteurs inhérents au système social handicapent l'accès des jeunes filles à l'école : le faible niveau de développement, le milieu de résidence, l'âge précoce du mariage et la garde des enfants. Enfin, la pauvreté des institutions éducatives en termes de qualité des enseignements, de variété des cursus scolaires — surtout au niveau du secondaire — et de référence au modèle social véhiculé par les manuels scolaires — stéréotype de la femme épouse ou mère — affaiblit considérablement les chances

pour les filles d'accéder ou de participer pleinement au système éducatif. Sans aucun doute, la plupart des éléments ci-dessus évoqués prévalent dans le cas du Burkina Faso. Ainsi, l'enquête auprès des ménages de 1994-95 montre que, parmi les raisons invoquées de non scolarisation ou d'abandon des filles, 40,8 pour-cent sont inhérentes au refus des parents. Mais, 13,1, 10,8 et 18,9 pour-cent invoquent, respectivement, le coût trop élevé, le caractère non nécessaire et l'absence d'école. En outre, l'enquête démographique de 1993 avait montré que pour les femmes ayant entre 25 et 49 ans, l'âge du mariage était relativement précoce, puisqu'il était de 17,5 ans⁵⁴.

En deuxième lieu, la possibilité de discrimination selon le genre apparaît également lorsque l'on analyse la participation des femmes au marché du travail, notamment la relation entre les gains et les dotations en capital humain⁵⁵. Au Burkina Faso, alors que le marché du travail salarié valorise davantage l'éducation des femmes que celle des hommes, l'inverse prévaut pour le travail indépendant⁵⁶. En effet, la décomposition totale du différentiel de profits entre les hommes et les femmes des sous-groupes du travail indépendant non agricole — industrie, commerce et services — montre que c'est la structure des gains au sein d'un même sous-groupe qui joue un rôle de premier plan dans le différentiel de profits selon le sexe. En effet, la composante qui isole l'effet du sexe sur la structure des gains au sein des sous-groupes est égale à 90 pour-cent de l'écart global, alors que les dotations n'expliquent que 8 pour-cent du différentiel de gains. En d'autres termes, ce n'est pas la structure de la location dans les divers sous-groupes du segment du travail indépendant qui explique la faible rémunération du travail indépendant féminin, mais le désavantage en termes de revenus de ce dernier au sein d'un sous-groupe donné. Cela signifie qu'à occupation identique, les gains des femmes relatifs au travail indépendant sont moins élevés. Ces phénomènes, bien connus au Burkina Faso, peuvent s'expliquer, en partie, par plusieurs éléments structurels défavorables aux femmes : plus grandes difficultés d'accès au marché du crédit, structures sociales — notamment la répartition des tâches au sein du ménage — et faiblesse du capital humain. En fait, ce dernier élément est souvent responsable de la structure actuelle des occupations entre les hommes et les femmes, ce qui engendre par la suite un désavantage institutionnel quant au développement

⁵⁰ L'analyse des déterminants de l'accès à l'instruction montre que le développement risque d'accentuer le différentiel selon le genre. Lachaud [1997].

⁵¹ Il s'agit de mettre en oeuvre un plan national de promotion de l'éducation des filles à l'aide des actions suivantes : (i) développement de la capacité d'analyse par sexe de l'incidence des dépenses d'enseignement primaire et post-primaire ; (ii) lancement d'une campagne de sensibilisation quant à l'importance de l'éducation des filles ; (iii) réduction progressive du nombre de bourses distribuées chaque année dans l'enseignement secondaire, et attribution de ces dernières aux filles ; (iv) maintien du plafond annuel de 500 nouvelles bourses dans l'enseignement supérieur, avec 10 pour-cent de ces bourses réservées aux filles poursuivant des études scientifiques et techniques ; (v) maintien de l'attribution de 60 pour-cent des nouvelles places aux filles à la cité universitaire de Ouagadougou.

⁵² Pour une synthèse des recherches récentes sur ce sujet, voir Hyde [1993].

⁵³ Selon l'enquête de 1994-95, 52,1 pour-cent des burkinabè sont musulmans — 49,4 et 13,0, respectivement, Mossi et Peulh.. Voir ci-après.

⁵⁴ Institut national de la statistique et de la démographie [1994b].

⁵⁵ La base de données est la même que celle utilisée dans la présente étude.

⁵⁶ La part des femmes dans le salariat, relativement aux hommes, est inférieure à 20 pour-cent.

des activités de ces dernières. Cette vulnérabilité des femmes est, en grande partie, le résultat d'une pré-discrimination en termes de capital humain — source d'inégalité intra-ménage — qui ne favorise pas par la suite l'accès aux actifs physiques et humains nécessaires.

En troisième lieu, 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. Tout d'abord, 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, au niveau du village, le pouvoir politique s'exerce à travers une sorte de collectif de notabilités, en ce qui concerne les lignages, il est du ressort de l'ancien, qui est nécessairement un homme. De ce fait, les femmes et les jeunes 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. Mais, d'une façon générale, pour être éligible, il faut être membre d'un parti politique. 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.

Ensuite, les conditions d'acquisition du pouvoir économique laissent percevoir une inégalité des chances. D'une part, 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». D'autre part, l'incapacité physique de maintes personnes — handicapés et personnes âgées — les contraint à l'inactivité. Enfin, les habitudes coutumières confinent les femmes à des travaux ménagers, ce qui les exclut du travail rémunérateur. Mais, 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. En définitive, le faible accès des filles au système éducatif, la faible pénétration des femmes dans le salariat, leur forte incidence dans le travail à propre compte involutif — dont on vient de montrer la faible productivité — et l'ampleur inexpliquée du différentiel des profits, pourraient fort bien être la résultant d'un processus de discrimination que révèle l'inégalité intra-ménage en termes de dépenses dans la présente étude.

5. *Milieu, genre et inégalité intra-ménage*

Compte tenu des résultats précédemment obtenus pour l'ensemble du pays, il importe d'examiner leur validité à un niveau plus désagrégé. A cet égard, la présente étude se propose d'explorer la robustesse des conclusions précédentes selon les milieux rural et urbain, les régions et en fonction du sexe du chef de ménage⁵⁷. L'intérêt de ces distinctions est fondé sur les observations suivantes⁵⁸. Tout d'abord, dans le secteur rural, 95,4 pour-cent des actifs de 10 ans et plus sont agriculteurs ou aides-familiaux, contre 46,4 pour-cent en milieu urbain. Par ailleurs, les ratios de pauvreté parmi les ménages sont de 41,1 et 7,4 pour-cent, respectivement, dans les secteurs rural et urbain. Ensuite, des inégalités de développement prévalent au sein même des secteurs rural et urbain. Par exemple, si la pauvreté concerne 50,9 pour-cent des ménages au Centre-Nord, elle ne touche que 31,6 pour-cent d'entre eux dans l'Ouest. En outre, l'influence des structures traditionnelles et de la religion diffère selon les régions. Alors que 96,2 pour-cent des habitants de la région du Nord sont musulmans, leur incidence dans le Sud-Sud-Ouest est seulement de 20,4 pour-cent⁵⁹. Enfin, s'agissant des types de ménages, au Burkina Faso, 48,4 pour-cent des ménages gérés par une femme ont une structure monoparentale, contre seulement 4,6 pour-cent pour les hommes⁶⁰. A cet égard, l'incidence de la pauvreté dans les ménages gérés par un homme est quatre fois moins élevée que dans ceux qui sont dirigés par une femme — 5,0 contre 19,0 pour-cent. Ajoutons que si

⁵⁷ On rappelle que la désagrégation selon le niveau de vie — pauvres et non pauvres — pas été possible, dans la mesure où les coefficients ne sont statistiquement différents que pour les boissons alcoolisées.

⁵⁸ Lachaud [1997].

⁵⁹ Au niveau du pays, 52,1 pour-cent des burkinabè sont musulmans.

⁶⁰ La structure monoparentale des ménages gérés par les femmes prévaut surtout en milieu rural où elle concerne un ménage sur deux environ, contre un ménage sur cinq dans les villes. Ajoutons que la taille moyenne des ménages gérés par les hommes est de 8,1 personnes, contre 4,0 personnes pour ceux qui ont une femme à leur tête.

au niveau national, 8,7 pour-cent des ménages sont gérés par une femme, dans les agglomérations leur proportion est beaucoup plus élevée — 15,4 et 12,2 pour-cent, respectivement, dans les petits centres urbains et les deux grandes villes. Ainsi, a priori, on peut s'attendre que les conclusions avancées pour l'ensemble du pays — notamment l'existence d'un biais sexuel — soient relativisées en fonctions des critères qui viennent d'être indiqués.

Premièrement, les tableaux A1 et A2 en annexe affichent les coefficients des estimations par les moindres carrés des fonctions de demande des biens consommés par les adultes, respectivement, pour les secteurs rural et urbain. On observe peu de différence dans l'interprétation des coefficients relatifs aux dépenses et à la taille du ménage par rapport aux résultats pour l'ensemble du pays, et selon le milieu. D'une part, seuls les voyages, transports et loisirs, et l'achat et l'entretien du matériel roulant, constituent des biens de luxe, leur part dans la consommation des ménages augmentant avec le niveau de vie. D'autre part, la consommation de ces deux biens croît avec l'augmentation de la taille du ménage — l'inverse prévaut pour le tabac et l'alcool. Quel que soit le milieu, ces biens, considérés globalement, apparaissent comme des biens de luxe, et leur part dans le budget du ménage s'élève avec la dimension du ménage. Comme l'on pouvait s'y attendre, dans les zones rurales, la consommation de boissons alcoolisées est surtout le fait de la région du Sud-Sud-Ouest et, dans une moindre mesure, du Centre-Sud. Par contre, dans la région du Nord, la consommation de cigarettes est la plus répandue. En milieu urbain, on observe assez peu de différence en fonction de la dimension des villes.

L'examen des tests d'égalité des coefficients — tableau 6 — montre que pour l'ensemble des individus et des biens considérés l'hypothèse nulle de l'égalité des coefficients est rejetée pour la plupart des biens, quel que soit le milieu. En réalité, cette observation est surtout valable pour les adultes. S'agissant des enfants ayant moins de 15 ans, l'hypothèse d'égalité est rejetée pour les cigarettes — un bien que l'on peut considérer exclusivement consommé par les adultes — en milieu rural, alors que dans les zones urbaines, le test F passe avec succès pour tous les biens. D'ailleurs, on remarque que, dans le premier cas, le rejet de l'hypothèse d'égalité est observé plus fréquemment que dans le second cas. Cette observation préliminaire suggère qu'en termes de dépenses sur les biens consommés par les adultes, un effet selon le genre soit davantage observé en milieu rural que dans le secteur urbain.

La comparaison des taux d'équivalent dépense selon le milieu pourrait conforter ce point de vue. En effet, dans le secteur rural — tableau 7, partie haute —, pour l'ensemble des biens consommés

par les adultes, les ratios masculins des 0-4 ans et 10-14 ans sont largement plus négatifs que ceux de leurs homologues féminins, et relativement comparables pour les 5-9 ans. Par contre, en milieu urbain — tableau 7, partie basse —, le contraste est beaucoup moins évident, certains taux d'équivalent dépense étant positifs. C'est seulement pour les filles de 10-14 ans qu'un léger avantage est observé dans les villes. On remarquera également que près de la moitié des taux d'équivalent dépense sont significatifs pour le secteur rural, contre environ le tiers pour le milieu urbain. En d'autres termes, bien que l'inégalité intra-ménage puisse prévaloir indépendamment du milieu, elle pourrait être plus accentuée en milieu rural que dans les zones urbaines⁶¹. Des conclusions analogues pourraient être tirées en ce qui concerne la situation relative des adultes de 15-54 ans, notamment à partir de l'examen des ratios pour les biens spécifiquement consommés par les adultes, le tabac et les cigarettes. Bien que les résultats affichés au tableau 7 appellent une certaine prudence — le milieu rural constitue une entité relativement agrégée —, le fait que l'inégalité selon le genre en matière d'éducation et l'incidence des structurelles traditionnelles soient plus marquées en milieu rural que dans les agglomérations pourrait renforcer cette hypothèse. Ces résultats pourraient, a priori, relativiser l'existence d'une relation inverse entre le degré de participation au marché du travail et l'inégalité intra-ménage, comme cela est parfois avancé⁶². Au contraire, alors que l'offre de travail des femmes est plus importante dans le milieu rural que dans les zones urbaines, la présente étude tend à montrer — à un niveau agrégé —, au mieux l'indépendance des deux phénomènes, et, plus probablement, l'existence d'un biais sexuel prévalent surtout dans le secteur rural. En fait, c'est précisément à cause d'une pré-discrimination en termes de capital humain à l'encontre des jeunes filles rurales que ces dernières participent plus amplement à l'activité économique, la plupart du temps en tant qu'aides familiales. Or, la plus grande scolarisation des garçons nécessite une diversion des ressources que les fonctions de demande sont susceptibles de mettre en évidence.

Deuxièmement, en vérité, l'hétérogénéité des processus de développement économique et de stratification sociale au sein des secteurs rural et urbain appelle un affinement de l'analyse du

⁶¹ Un résultat comparable à celui de Deaton [1997] pour la Côte d'Ivoire.

⁶² Notamment sur le plan nutritionnel. Haddad, Reardon [1993].

Tableau 6 : Tests F d'égalité des coefficients selon le genre et l'âge pour différents biens consommés par les adultes en milieu rural et urbain — Burkina Faso 1994-95

Démographie	0-4 ans ¹	5-9 ans ¹	10-14 ans ¹	15-54 ans ¹	> 54 ans ¹	Enfants 0-14 ans ²	Adultes >15 ans ²	Ensemble ²
Paramètre	F ³	F ³	F ³	F ³	F ³	F ³	F ³	F ³
Milieu rural								
Boissons alcoolisées	0,31	0,25	0,06	1,76	5,34*	0,21	3,98*	1,71
Cigarettes et tabac	12,91*	0,79	0,01	2,12	22,28*	4,58*	11,54*	7,32*
Quasi-biens adultes								
Voyage, transport et loisirs	1,19	0,01	2,45	6,10*	2,04	1,23	4,55*	2,49*
Matériel roulant ⁴ , divers ⁵	0,69	0,59	3,43**	2,86**	1,39	1,55	2,40**	1,86**
Ensemble biens adultes	0,78	0,19	2,70**	0,56	2,47	1,23	1,68	1,39
Milieu urbain								
Boissons alcoolisées	0,85	1,95	0,18	2,71**	2,73**	1,01	2,52**	1,62
Cigarettes et tabac	1,28	0,26	1,40	47,51*	4,90*	0,97	25,15*	10,62*
Quasi-biens adultes								
Voyage, transport et loisirs	3,84*	1,16	0,84	2,42	2,08	1,99	2,08	2,03**
Matériel roulant ⁴ , divers ⁵	0,02	0,56	0,60	9,26*	0,01	0,40	4,67*	2,11**
Ensemble biens adultes	2,37	2,83**	0,60	40,82*	4,03*	1,96	21,54*	9,74*

(1) Test de l'égalité des coefficients selon la classe d'âge et le sexe — tableaux A1 et A2. Pour les plus de 54 ans, le coefficient implicite relatif aux femmes est nul ; (2) Test de l'égalité simultanée des coefficients selon le genre et l'âge — tableaux A1 et A2 ; (3) Un "*" indique que l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients est rejetée à 5 pour-cent, et "**" entre 5 et 10 pour-cent ; (4) Vélo, mobylette, moto et véhicule ; (5) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant.

Tableau 7 : Taux d'équivalent dépense — π_{ij} — selon le genre et l'âge pour les biens consommés par les adultes en milieu rural et urbain — Burkina Faso 1994-95

Démographie	0-4 ans	5-9 ans	10-14 ans	15-54 ans	> 54 ans
Paramètre	\bar{x} (σ) ¹	\bar{x} (σ) ¹	\bar{x} (σ) ¹	\bar{x} (σ) ¹	\bar{x} (σ) ¹
Milieu rural					
Hommes					
Biens consommés par les adultes					
Boissons alcoolisées	-0,69 (0,24)*	0,13 (0,37)	-0,05 (0,34)	-0,44 (0,21)*	0,79 (0,54)
Cigarettes et tabac	-0,84 (0,28)*	-0,79 (0,29)*	-0,73 (0,32)*	-0,50 (0,27)**	-0,37 (0,38)
Quasi-biens adultes					
Voyage, transport et loisirs	-0,19 (0,29)	-0,62 (0,24)*	-0,45 (0,29)*	-0,15 (0,28)	-1,01 (0,14)*
Matériel roulant ² , divers ³	0,31 (0,28)	-0,04 (0,23)	-0,65 (0,21)*	0,09 (0,22)	-0,41 (0,20)*
Ensemble biens adultes	-0,28 (0,15)**	-0,21 (0,15)	-0,43 (0,14)*	-0,21 (0,12)	-0,15 (0,16)
Femmes					
Biens consommés par les adultes					
Boissons alcoolisées	-0,87 (0,23)*	-0,03 (0,33)	-0,14 (0,37)	-0,17 (0,18)	0,17 (0,46)
Cigarettes et tabac	0,58 (0,71)	-0,44 (0,35)	-0,72 (0,36)*	-0,11 (0,27)	1,25 (1,09)
Quasi-biens adultes					
Voyage, transport et loisirs	0,17 (0,35)	-0,61 (0,22)*	0,19 (0,42)	-0,69 (0,14)*	-0,60 (0,18)*
Matériel roulant ² , divers ³	0,07 (0,28)	-0,26 (0,22)	0,02 (0,29)	-0,24 (0,11)*	-0,11 (0,21)
Ensemble biens adultes	-0,13 (0,17)	-0,29 (0,14)*	-0,10 (0,18)	-0,29 (0,08)*	0,07 (0,20)
Milieu urbain					
Hommes					
Biens consommés par les adultes					
Boissons alcoolisées	0,57 (1,58)	-0,52 (0,77)	0,19 (1,32)	-0,01 (0,95)	1,53 (2,46)
Cigarettes et tabac	0,14 (0,83)	-1,15 (0,45)*	-0,88 (0,62)	1,61 (1,57)	1,64 (1,80)
Quasi-biens adultes					
Voyage, transport et loisirs	0,31 (0,51)	-0,79 (0,28)*	-0,91 (0,27)*	0,03 (0,36)	0,09 (0,76)
Matériel roulant ² , divers ³	0,12 (0,26)	0,09 (0,25)	-0,10 (0,23)	0,07 (0,19)	-0,19 (0,19)
Ensemble biens adultes	0,19 (0,23)	-0,26 (0,17)	-0,34 (0,17)*	0,20 (0,18)	0,15 (0,24)
Femmes					
Biens consommés par les adultes					
Boissons alcoolisées	-0,17 (0,98)	0,75 (1,73)	-0,21 (0,95)	-0,62 (0,38)**	-0,30 (1,52)
Cigarettes et tabac	-0,74 (0,49)	-0,69 (0,57)	-2,00 (0,69)*	-0,95 (0,30)*	-0,81 (0,69)
Quasi-biens adultes					
Voyage, transport et loisirs	-0,42 (0,30)	-0,33 (0,37)	-0,50 (0,31)	-0,24 (0,25)	-0,66 (0,41)
Matériel roulant ² , divers ³	0,15 (0,26)	0,28 (0,30)	-0,31 (0,20)	-0,25 (0,12)	-0,18 (0,28)
Ensemble biens adultes	-0,08 (0,18)	0,09 (0,22)	-0,51 (0,14)*	-0,34 (0,10)*	-0,35 (0,23)

(1) Moyenne (erreur-type). Le taux d'équivalent dépense π_{ij} du bien i pour la strate démographique j est calculé selon [2]. Une étoile "*" indique un seuil de signification inférieur à 5 pour-cent et deux étoiles "**" un seuil compris entre 5 et 10 pour-cent ; (2) Vélo, mobylette, moto et véhicule ; (3) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant.

comportement de la demande⁶³. Les tableaux 8 et 9 affichent, pour chaque région et pour l'ensemble des biens consommés par les adultes, respectivement, les tests F d'égalité des coefficients et les taux d'équivalent dépense. S'agissant des tests F, on observe immédiatement que la région du Nord se distingue nettement des autres zones, dans la mesure où, contrairement à ces dernières, l'égalité des coefficients est rejetée à la fois pour les enfants et les adultes de 15-54 ans. De même, pour le Centre-Nord — majoritairement musulman — le test d'égalité est rejeté pour les adultes. Il est à remarquer cependant que, pour la région du Sud-Sud-Ouest — majoritairement animiste — le test d'égalité est refusé pour les enfants de 10-14 ans. Il en est de même pour les adultes dans les villes, indépendamment de la dimension de ces dernières. Ainsi, ces premiers éléments d'analyse tendent à montrer la présence d'un biais sexuel en faveur des garçons, surtout dans les régions du Nord où prédomine l'influence musulmane.

Le tableau 9 confirme, en grande partie, ce point de vue, malgré l'importance des écarts-type pour maints taux d'équivalent dépense. Tout d'abord, s'agissant des enfants, les taux d'équivalent dépense sont favorables aux garçons, quelle que soit la classe d'âge, pour les régions du Nord et de l'Ouest, et dans deux cas sur trois à Ouagadougou et Bobo-Dioulasso. Or, si l'on excepte le Centre-Nord, ce sont précisément ces zones qui abritent les proportions les plus importantes de population musulmane⁶⁴. Par ailleurs, l'ampleur de certains écarts est parfois considérable. Ainsi, dans la région du Nord, un garçon additionnel ayant entre 5 et 9 ans a le même effet sur la dépense du ménage consacrée à un bien moyen consommé par les adultes qu'aurait une réduction de 128 pour-cent de la dépense par tête du ménage. Par contre, l'effet pour une fille additionnelle n'est que de 34 pour-cent. Ensuite, pour les adultes, la situation est un peu différente, bien que le tableau 9 confirme en grande partie les résultats inhérents aux tests F. Les adultes masculins de plus de 15 ans semblent réellement plus favorisés dans les centres urbains, tandis que ceux ayant entre 15 et 54 ans semblent plus avantagés dans les régions de l'Ouest et du Centre-Nord.

En définitive, la présente analyse semble indiquer que le déterminant majeur du biais sexuel intra-ménage à l'encontre des filles n'est peut-être pas

le processus de développement économique, mais la configuration de la stratification sociale. Les biais sexuels favorables aux garçons sont surtout observés dans des régions ayant des niveaux inégaux de développement. Par exemple, dans les trois régions — Nord, Ouest et Ouagadougou-Bobo-Dioulasso — où l'incidence du phénomène est la plus élevée, le niveau de vie par tête est, respectivement, de 69,6, 89,5 et 235,0 milliers de francs Cfa par an⁶⁵. Par contre, outre l'influence de la religion musulmane, on observe que, dans les régions où le biais sexuel est le plus fort, l'offre de travail des femmes est très faible. A cet égard, les situations du Nord et de l'Ouest — dans une certaine mesure —, sont très révélatrices. Alors que le taux d'offre de travail féminin est de 80,2 pour-cent dans le milieu rural, il n'est que de 37,9 et 74,0 pour-cent, respectivement, au Nord et à l'Ouest. Cette observation relativise les conclusions précédentes issues de la comparaison entre les milieux rural et urbain. Ajoutons que dans la région du Nord, le taux net de scolarisation des filles dans le primaire n'est que de 8,2 pour-cent — 14,4 pour-cent pour les garçons —, contre 22,9 pour-cent pour l'ensemble du secteur rural. Cette situation pourrait contribuer à expliquer les raisons pour lesquelles — selon l'analyse économétrique — l'accès des filles à l'instruction primaire ou secondaire n'est pas susceptible de s'améliorer avec le niveau de développement⁶⁶.

Troisièmement, l'approche selon le sexe du chef de ménage conduit également à des conclusions intéressantes. Les tableaux A3 et A4 en annexe affichent les coefficients de régression des fonctions de demande, ces derniers étant statistiquement différents comme l'atteste la valeur des tests de Chow. On remarque immédiatement des différences sensibles entre les fonctions de demande selon le sexe du chef de ménage pour les biens pris en considération. S'agissant des ménages gérés par les femmes et de l'ensemble des biens, on note l'absence d'influence de la taille du ménage, de la localisation géographique et de l'appartenance ethnique. Or, l'inverse prévaut dans les groupes ayant un homme à leur tête. De tels résultats semblent cohérents avec les caractéristiques — précédemment indiquées — des ménages monoparentaux.

Le tableau 10 présente les tests F d'égalité des coefficients, et semble montrer que le rejet de l'hypothèse nulle est plus fréquent pour les ménages gérés par les hommes que pour ceux ayant une femme à leur tête. En effet, dans les premiers, les coefficients

⁶³ Les coefficients des équations de régression ne sont pas reproduits.

⁶⁴ 96,2, 59,6 et 57,2 pour-cent, respectivement, au Nord, à l'Ouest et à Ouagadougou-Bobo-Dioulasso. Par contre, la part des musulmans est de 20,4, 42,9 et 53,1, respectivement, au Sud-Sud-Ouest, au Centre-Sud et dans les petites villes prises ensemble.

⁶⁵ Dans les autres régions — Sud-Sud-Ouest, Centre-Nord, Centre-Sud et petites villes — la dépense annuelle par tête est, respectivement, de 81,7, 55,3, 73,6 et 178,3 milliers de francs Cfa.

⁶⁶ Lachaud [1997].

Tableau 8 : Tests F d'égalité des coefficients selon le genre, l'âge et le milieu pour l'ensemble des biens consommés par les adultes — Burkina Faso 1994-95⁵

Démographie	0-4 ans ¹	5-9 ans ¹	10-14 ans ¹	15-54 ans ¹	> 54 ans ¹	Enfants 0-14 ans ²	Adultes >15 ans ²	Ensemble ²
Paramètre	F ³	F ³	F ³	F ³	F ³	F ³	F ³	F ³
Ouest⁴	0,29	1,29	0,06	0,76	0,01	0,54	0,40	0,49
Sud-Sud-Ouest⁴	0,12	0,14	3,45**	0,00	0,02	1,24	0,01	0,74
Centre-Nord⁴	0,02	1,22	2,07	3,90*	4,25*	1,11	4,49*	2,47*
Centre-Sud⁴	0,51	0,72	1,84	0,12	0,01	1,02	0,15	0,67
Nord⁴	5,34*	2,95**	0,07	3,36**	0,86	2,97*	1,88	2,62*
Petites villes⁴	1,02	1,65	0,69	7,08*	3,17**	1,16	4,83*	2,60*
Ouagadougou-Bobo-Dioulasso⁴	1,52	1,42	0,26	31,52*	1,00	1,08	15,90*	6,99*

(1) Test de l'égalité des coefficients selon la classe d'âge et le sexe. Pour les plus de 54 ans, le coefficient implicite relatif aux femmes est nul ; (2) Test de l'égalité simultanée des coefficients selon le genre et l'âge ; les résultats des régressions ne sont pas reproduits ; (3) Un "*" indique que l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients est rejetée à 5 pour-cent, et "**" entre 5 et 10 pour-cent ; (4) ensemble des biens consommés par les adultes ; (5) Le milieu urbain n'est pris en compte que dans les deux dernières catégories : petites villes et Ouagadougou-Bobo-Dioulasso.

Tableau 9 : Taux d'équivalent dépense — π_{ij} — selon le genre, l'âge et le milieu pour l'ensemble des biens consommés par les adultes — Burkina Faso 1994-95³

Démographie	0-4 ans	5-9 ans	10-14 ans	15-54 ans	> 54 ans
Paramètre	\bar{x} (σ) ¹	\bar{x} (σ) ¹	\bar{x} (σ) ¹	\bar{x} (σ) ¹	\bar{x} (σ) ¹
Ouest²					
<i>Hommes</i>	-0,22 (0,40)	-0,77 (0,31)*	-0,27 (0,43)	0,05 (0,38)	0,13 (0,47)
<i>Femmes</i>	0,01 (0,45)	-0,22 (0,40)	-0,14 (0,52)	-0,18 (0,23)	0,15 (0,60)
Sud-Sud-Ouest²					
<i>Hommes</i>	-0,23 (0,39)	-0,05 (0,40)	-0,65 (0,29)*	-0,28 (0,29)	-0,15 (0,41)
<i>Femmes</i>	-0,36 (0,36)	-0,18 (0,37)	0,27 (0,59)	-0,28 (0,23)	-0,10 (0,59)
Centre-Nord²					
<i>Hommes</i>	0,11 (0,32)	-0,09 (0,28)	0,01 (0,32)	-0,15 (0,24)	-0,54 (0,22)*
<i>Femmes</i>	0,15 (0,36)	-0,39 (0,21)**	-0,47 (0,24)**	-0,54 (0,11)*	-0,06 (0,28)
Centre-Sud²					
<i>Hommes</i>	-0,62 (0,24)*	0,05 (0,36)	-0,73 (0,25)*	-0,51 (0,26)*	-0,01 (0,45)
<i>Femmes</i>	-0,35 (0,34)	-0,24 (0,33)	-0,13 (0,43)	-0,43 (0,16)*	0,12 (0,46)
Nord²					
<i>Hommes</i>	-0,52 (0,43)	-1,28 (0,31)*	-0,37 (0,49)	-0,42 (0,37)	-1,52 (0,34)*
<i>Femmes</i>	0,62 (0,85)	-0,34 (0,50)	-0,21 (0,57)	0,23 (0,35)	-0,97 (0,29)*
Petites villes²					
<i>Hommes</i>	0,52 (0,51)	-0,01 (0,37)	-0,27 (0,36)	0,06 (0,27)	0,23 (0,40)
<i>Femmes</i>	0,09 (0,37)	0,60 (0,63)	-0,63 (0,28)*	-0,43 (0,14)*	-0,53 (0,30)**
Ouagadougou-Bobo-Dioulasso²					
<i>Hommes</i>	0,13 (0,28)	-0,30 (0,20)	-0,36 (0,20)**	0,22 (0,27)	0,10 (0,30)
<i>Femmes</i>	-0,11 (0,23)	-0,03 (0,36)	-0,49 (0,17)	-0,32 (0,14)	-0,23 (0,36)

(1) Moyenne (erreur-type). Le taux d'équivalent dépense π_{ij} du bien i pour la strate démographique j est calculé selon [2]. Une étoile "*" indique un seuil de signification inférieur à 5 pour-cent et deux étoiles "**" un seuil compris entre 5 et 10 pour-cent ; (2) Ensemble des biens consommés par les adultes ; (3) Le milieu urbain n'est pris en compte que dans les deux dernières catégories : petites villes et Ouagadougou-Bobo-Dioulasso.

pour l'ensemble des individus selon le sexe sont statistiquement différents pour le tabac et les transports, voyages et loisirs, alors que cette situation ne prévaut que pour ce dernier bien en ce qui concerne les seconds. Par ailleurs, s'agissant des enfants de moins de 15 ans, il est à remarquer que le rejet de l'hypothèse nulle est observée pour le tabac dans les ménages dirigés par un homme, et pour les voyages, transports et loisirs dans les ménages féminins. Or, on sait que le premier bien est susceptible d'être exclusivement consommé par les adultes.

L'observation des taux d'équivalent dépense — pour la plupart négatifs, tableau 11 — tendrait également à montrer que, si l'inégalité intra-ménage prévaut quel que soit le type de ménage, elle pourrait davantage défavoriser les filles dans les groupes gérés par les hommes. En effet, dans ces derniers, on

observe que taux d'équivalent dépenses des enfants, quelle que soit la tranche d'âge, sont tous plus favorables aux garçons, comparativement aux filles. Or, dans les ménages dirigés par une femme, cette situation ne prévaut que dans deux cas sur trois. En effet, pour la catégorie démographique des 0-4 ans de ces dernières, les filles sont beaucoup plus favorisées puisque, si l'une d'entre elles est ajoutée au ménage, cela implique une réduction de la dépense sur les biens consommés par les adultes qui équivaut à une réduction de 73 pour-cent du niveau de vie. Par contre, la proportion n'est que de 43 pour-cent si un jeune garçon additionnel intègre le ménage. Naturellement, ces résultats doivent être relativisés selon le seuil de signification des valeurs de π_{ij} , ainsi que des la nature des biens en cause. Mais, il est assez intéressant de noter que pour les biens quasi-exclusivement consommés par les adultes — par

exemple, les cigarettes —, l'avantage des filles est beaucoup plus fréquent dans les ménages gérés par les

Tableau 10 : Tests F d'égalité des coefficients selon le genre et l'âge pour différents biens consommés par les adultes selon le sexe du chef de ménage — Burkina Faso 1994-95

Démographie	0-4 ans ¹	5-9 ans ¹	10-14 ans ¹	15-54 ans ¹	> 54 ans ¹	Enfants 0-14 ans ²	Adultes >15 ans ²	Ensemble ²
	F ³	F ³	F ³	F ³	F ³	F ³	F ³	F ³
Chef de ménage masculin								
Boissons alcoolisées	0,81	0,06	0,02	5,29*	0,18	0,29	3,10*	1,41
Cigarettes et tabac	6,01*	1,92	0,15	3,50	1,20	2,72*	2,00	2,40*
Quasi-biens adultes								
Voyage, transport et loisirs	0,40	0,02	0,94	15,13*	0,03	0,44	8,12*	3,48*
Matériel roulant ⁴ , divers ⁵	0,65	0,02	1,94	0,36	1,81	0,87	0,95	0,90
Ensemble biens adultes	0,01	0,09	1,66	0,43	0,12	0,59	0,34	0,48
Chef de ménage féminin								
Boissons alcoolisées	0,31	0,01	0,57	2,21	(6)	0,28	2,21	0,77
Cigarettes et tabac	0,01	0,01	0,05	0,01	(6)	0,02	0,01	0,02
Quasi-biens adultes								
Voyage, transport et loisirs	2,25	1,22	4,44*	1,04	(6)	2,61*	1,04	2,25**
Matériel roulant ⁴ , divers ⁵	0,14	0,01	0,06	5,63*	(6)	0,07	5,63*	1,45
Ensemble biens adultes	0,23	0,48	1,08	0,58	(6)	0,60	0,58	0,61

(1) Test de l'égalité des coefficients selon la classe d'âge et le sexe — tableaux A3 et A4. Pour les plus de 54 ans, le coefficient implicite relatif aux femmes est nul ; (2) Test de l'égalité simultanée des coefficients selon le genre et l'âge — tableaux A3 et A4 ; (3) Un "*" indique que l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients est rejetée à 5 pour-cent, et "**" entre 5 et 10 pour-cent ; (4) Vélo, mobylette, moto et véhicule ; (5) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant ; (6) Les ménages gérés par des femmes ne comportent pas de membres masculins de plus de 54 ans.

Tableau 11 : Taux d'équivalent dépense — π_{ij} — selon le genre et l'âge pour les biens consommés par les adultes selon le sexe du chef de ménage — Burkina Faso 1994-95

Démographie	0-4 ans	5-9 ans	10-14 ans	15-54 ans	> 54 ans
Paramètre	$\times (\sigma)^1$	$\times (\sigma)^1$	$\times (\sigma)^1$	$\times (\sigma)^1$	$\times (\sigma)^1$
Chef de ménage masculin					
<i>Hommes</i>					
Biens consommés par les adultes					
Boissons alcoolisées	-0,73 (0,24)*	0,24 (0,54)	-0,02 (0,46)	-0,63 (0,18)*	0,57 (0,62)
Cigarettes et tabac	-0,63 (0,31)*	-0,74 (0,28)*	-0,68 (0,33)*	0,14 (0,52)	0,15 (0,53)
Quasi-biens adultes					
Voyage, transport et loisirs	-0,07 (0,29)	-0,60 (0,22)*	-0,45 (0,25)**	-0,03 (0,26)	-0,68 (0,23)*
Matériel roulant ² , divers ³	0,12 (0,25)	-0,07 (0,21)	-0,38 (0,19)*	-0,17 (0,18)	-0,50 (0,20)*
Ensemble biens adultes	-0,22 (0,15)	-0,19 (0,15)	-0,35 (0,14)*	-0,22 (0,13)	-0,20 (0,15)
<i>Femmes</i>					
Biens consommés par les adultes					
Boissons alcoolisées	-0,99 (0,21)*	0,16 (0,51)	0,03 (0,51)	-0,14 (0,31)	0,40 (0,90)
Cigarettes et tabac	0,26 (0,60)	-0,20 (0,43)	-0,86 (0,32)*	-0,36 (0,23)	-0,39 (0,52)
Quasi-biens adultes					
Voyage, transport et loisirs	0,10 (0,31)	-0,58 (0,19)*	-0,13 (0,32)	-0,75 (0,13)*	-0,62 (0,28)*
Matériel roulant ² , divers ³	-0,04 (0,24)	-0,09 (0,22)	-0,03 (0,25)	-0,09 (0,13)	-0,14 (0,27)
Ensemble biens adultes	-0,20 (0,16)	-0,15 (0,16)*	-0,14 (0,18)	-0,28 (0,09)*	-0,14 (0,23)
Chef de ménage féminin					
<i>Hommes</i>					
Biens consommés par les adultes					
Boissons alcoolisées	-0,59 (0,70)	-1,17 (0,49)*	-0,12 (0,79)	-1,06 (0,36)*	(4)
Cigarettes et tabac	-1,37 (0,54)*	-1,46 (0,60)*	-1,49 (0,67)*	-0,06 (0,67)	(4)
Quasi-biens adultes					
Voyage, transport et loisirs	0,45 (0,89)	-1,06 (0,32)*	-1,62 (0,62)*	0,81 (0,78)	(4)
Matériel roulant ² , divers ³	-0,87 (0,52)	0,27 (0,64)	-0,87 (0,76)	1,30 (0,82)	(4)
Ensemble biens adultes	-0,42 (0,39)	-0,83 (0,24)*	-1,02 (0,32)*	0,30 (0,39)	(4)
<i>Femmes</i>					
Biens consommés par les adultes					
Boissons alcoolisées	0,17 (1,20)	-1,09 (0,46)	-1,01 (0,54)	0,24 (0,62)	0,89 (1,47)
Cigarettes et tabac	-1,52 (0,69)*	-1,58 (0,67)*	-1,16 (0,57)*	-0,12 (0,48)	1,90 (1,93)
Quasi-biens adultes					
Voyage, transport et loisirs	-1,26 (0,55)	-0,17 (0,50)	0,50 (0,74)	0,05 (0,36)	-0,08 (0,44)
Matériel roulant ² , divers ³	-0,47 (0,65)	0,31 (0,43)	-0,63 (0,42)	-0,38 (0,41)	0,03 (0,50)
Ensemble biens adultes	-0,73 (0,36)*	-0,52 (0,27)	-0,43 (0,33)	-0,02 (0,22)	0,50 (0,46)

(1) Moyenne (erreur-type). Le taux d'équivalent dépense π_{ij} du bien i pour la strate démographique j est calculé selon [2]. Une étoile "*" indique un seuil de signification inférieur à 5 pour-cent et deux étoiles "**" un seuil compris entre 5 et 10 pour-cent ; (2) Vélo, mobylette, moto et véhicule ; (3) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant ; (4) Les ménages gérés par des femmes ne comportent pas d'hommes de plus de 54 ans.

Tableau 12 : Coefficients de régression des estimations par les doubles moindres carrés des fonctions linéaires pour des biens consommés — ou probablement consommés — par les adultes — Burkina Faso 1994-95¹

Paramètres	Biens consommés par les adultes				Biens probablement consommés par les adultes				Moyenne	Wald ¹³ (prob)
	Boissons alcoolisées		Cigarettes et tabac		Voyage, transport et loisirs		Acquisition matériel roulant ⁸ , essence, divers ⁹			
	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴		
Constante	-2,920	-1,998*	3,190	2,425*	-3,427	-1,208	3,158	0,937	-	-
Dép. totales biens adultes/1000²	0,040	15,492*	0,035	15,150*	0,188	37,555*	0,736	123,574*	61,50	-
Démographie⁸										
Enfants M— <5 ans	0,227	0,579	-0,218	-0,618	0,114	-0,149	0,105	0,116	0,688	0,49 (0,97)
Enfants M— 5-9 ans	0,476	1,238	0,092	0,266	-1,311	-1,754**	0,742	0,836	0,727	3,31 (0,51)
Enfants M— 9-14 ans	0,755	1,779**	-0,188	-0,492	0,551	-0,669	-0,015	-0,016	0,523	5,94 (0,20)
Adultes M— 15-54 ans	-0,158	-0,563	1,468	5,785*	0,493	-0,902	-0,816	-1,256	1,605	65,72 (0,00)
Adultes M— >54 ans	1,786	2,491*	0,455	0,705	0,645	-0,464	-1,595	-0,965	0,300	5,68 (0,22)
Enfants F— <5 ans	-0,901	-2,214*	0,519	1,416	0,315	-0,400	0,698	0,744	0,647	2,62 (0,62)
Enfants F— 5-9 ans	0,122	0,304	0,003	0,010	-1,271	-1,630	1,145	1,237	0,669	2,84 (0,58)
Enfants F— 9-14 ans	0,378	0,832	-0,565	-1,381	0,159	0,181	0,027	0,026	0,474	1,71 (0,79)
Adultes F— 15-54 ans	-0,089	-0,283	-0,426	-1,489	0,862	1,398	-0,346	-0,473	1,832	8,92 (0,06)
Adultes F— >54 ans	1,072	1,777**	0,858	1,580	-1,089	-0,931	-0,840	-0,604	0,286	4,48 (0,33)
Ethnie⁶										
Dioula et assimilés	11,421	14,454*	-0,629	-0,884	-1,800	-1,174	-8,992	-4,937*	0,337	-
Peuhl	-0,464	-0,295	-1,481	-1,046	1,482	0,486	0,462	0,128	0,068	-
Localisation géographique⁵										
Ouest	0,961	0,676	0,159	0,125	10,123	3,665*	-11,245	-3,428*	0,180	-
Sud et Sud-Ouest	15,265	10,418*	-0,822	-0,624	5,888	2,070*	-20,330	-6,020*	0,134	-
Centre-Nord	-1,022	-0,727	-0,778	-0,615	9,848	3,608*	-8,047	-2,482*	0,198	-
Centre-Sud	4,180	3,057*	-1,478	-1,201	7,819	2,946*	-10,522	-3,338*	0,230	-
Nord	-5,324	-2,718*	0,251	0,143	10,148	2,669*	-5,075	-1,124	0,062	-
Petites villes	-0,434	-0,251	3,246	2,087*	16,001	4,770*	-18,812	-4,722*	0,049	-
Statut⁷										
Salarié	3,604	2,280*	7,716	5,422*	-1,163	-0,379	-10,157	-2,788*	0,096	-
Indépendant non agricole	-5,768	-4,251*	0,384	0,314	10,207	3,876*	-4,822	-1,542	0,083	-
Agriculteur	5,465	4,672*	0,238	0,226	-3,944	-1,737**	-1,758	-0,652	0,802	-
R ² ajusté		0,105		0,062		0,217		0,863	-	-
F (sig F)		45,91 (0,000)		25,66 (0,000)		108,12 (0,000)		2471,60 (0,000)	-	-
Test Hausman (sig H) ¹⁰		-1,499 (-)		0,302 (1,000)		-11,09 (-)		11,15 (0,98)	-	-
N		8591		8591		8591		8591	-	-
Test F égalité — enfants (sig) ¹¹		1,64 (0,18)		0,86 (0,46)		0,12 (0,94)		0,10 (0,95)	-	-
Test F égalité — adultes (sig) ¹²		0,27 (0,76)		10,21 (0,00)		1,15 (0,31)		0,12 (0,97)	-	-

(1) La variable dépendante est se réfère aux dépenses sur le bien *i* consommé par les adultes ; (2) Exprimée en milliers de F.Cfa. La variable instrumentale utilisée est la dépense totale du ménage ; (3) Les variables inhérentes à la démographie sont fondées sur les nombres de personnes dans chaque catégorie *j* ; (4) 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 ; (5) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (6) Base = Mossi et assimilés - y compris quelques étrangers ; (7) Base = inactifs, chômeur et autres actifs ; (8) Vélo, mobylette, moto et véhicule ; (9) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant ; (10) Test de simultanéité suivant une loi du Chi² avec *k* degrés de liberté ; hypothèse nulle H₀ de non simultanéité rejetée si le seuil de signification de H est inférieur à 0,05 — dans ce cas, il y a exogénéité des variables, ici la dépense totale sur les biens adultes ; (11) Pour un bien donné, tous les coefficients des filles sont identiques à ceux des garçons ; (12) Pour un bien donné, tous les coefficients des femmes adultes sont identiques à ceux des hommes adultes ; (13) Egalité des coefficients selon la catégorie démographique pour les quatre biens considérés. La statistique de Wald suit une loi du Chi² avec 4 degrés de liberté. La statistique de Wald a été générée à la suite de la procédure des triples moindres carrés.

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.

femmes que dans les groupes dirigés par un homme. La situation apparaît plus contrastée pour les adultes. Dans les ménages gérés par les hommes, l'avantage masculin prévaut surtout pour ceux qui ont plus de 54 ans. Dans les ménages féminins, bien que pour l'ensemble des biens la valeur de π_{ij} soit positive pour les hommes de 15-54 ans et négative — ou peu différente de zéro — pour les femmes, la prise en compte des boissons alcoolisées et du tabac semble indiquer un avantage féminin.

Si l'on admet les conclusions de l'analyse économétrique, comment expliquer que l'inégalité intra-ménage soit un peu moins accentuée dans les groupes gérés par une femme, comparativement à ceux ayant un homme à leur tête. Plusieurs interprétations peuvent être avancées, sachant que l'incidence de la religion musulmane est indépendante

du sexe du chef de ménage⁶⁷. Premièrement, dans la mesure où le principal soutien du ménage est une femme, on peut penser que son poids est décisif lors de la prise de décisions. Cet argument est à relier au fait que dans les ménages gérés par une femme, la contribution au revenu d'activité de cette dernière est comprise entre 70 et 90 pour-cent⁶⁸. Deuxièmement, la composition démographique de ces derniers diffère sensiblement de ceux qui sont gérés par un homme, comme l'atteste la dernière colonne des tableaux A3 et A4 en annexe. Les ménages féminins englobent 18,8, 16,7, 31,4 et 8,3 pour-cent de filles, de garçons, de femmes et d'hommes adultes de 15-54 ans, contre 20,1, 21,8, 23,2 et 25,9 pour-cent pour les ménages ayant un homme à leur tête. De ce fait, la majorité, en l'occurrence féminine, est un facteur de limitation du biais sexuel en faveur des garçons. Troisièmement, il faut souligner que dans les ménages masculins, la proportion de femmes de plus de 54 ans n'est que de 9 pour-cent, alors qu'elle est proche de 25 pour-cent dans les ménages féminins. Dans ces conditions, outre le fait que le principal dirigeant du ménage soit une femme, on peut penser que le poids des «anciennes» est de nature à peser dans les décisions d'allocation des ressources au sein du groupe, notamment dans les ménages monoparentaux gérés par une femme.

6. Spécification linéaire et répartition intra-ménage

Le tableau 12 présente les résultats de l'estimation linéaire [3], ainsi que ceux relatifs aux tests afférents. Tout d'abord, au bas de chaque colonne, les tests F se réfèrent, pour chaque bien, à l'hypothèse nulle de l'égalité des coefficients selon le sexe, respectivement, pour les enfants et les adultes. Ensuite, la colonne de droite affiche le test de Wald de l'égalité des coefficients de la catégorie démographique simultanément pour tous les biens. Enfin, il importe de souligner que les paramètres inhérents au tableau 12 n'indiquent que l'effet d'un individu additionnel sur la répartition des biens consommés par les adultes — le total étant constant —, alors que les taux d'équivalent dépense expriment l'effet sur le niveau de vie.

Dans une certaine mesure, les résultats de ces tests semblent renforcer les conclusions de l'analyse agrégée précédente. Pour tous les biens pris en

considération, l'hypothèse nulle de l'égalité des coefficients des enfants doit être acceptée. Cela signifie que pour chacun des biens consommés par les adultes, les enfants peuvent ne pas être pris en compte. En d'autres termes, ils ont seulement un effet de revenu sur l'agencement des biens consommés par les adultes. Le cas des adultes est plus contrasté puisque l'hypothèse nulle doit être rejetée uniquement pour les cigarettes. A cet égard, on se souvient que les taux d'équivalent dépense indiquaient que les adultes les plus favorisés étaient ceux de plus de 54 ans pour les boissons alcoolisées, et ceux de 15-54 ans pour le tabac.

Les tests de Wald ne sont pas significatifs pour toutes les catégories démographiques inhérentes aux enfants, alors que l'inverse prévaut pour les adultes de 15-54 ans. On notera tout particulièrement l'effet significatif du coefficient des hommes de cette classe d'âge sur la dépense relative de cigarettes, et celle des plus de 54 ans sur les boissons alcoolisées, phénomènes précédemment observés. Ajoutons que les coefficients relatifs à la dépense totale des biens consommés par les adultes — largement significatifs — absorbent probablement une partie des effets relatifs aux catégories démographiques

7. Conclusion

Contrairement à ce qui est parfois avancé dans le contexte de l'Afrique au sud du Sahara, l'hypothèse d'un biais sexuel intra-ménage à l'encontre des filles semble plus probable. En effet, l'analyse économétrique, fondée sur l'estimation des fonctions de demande pour les biens consommés par les adultes et l'évaluation des taux d'équivalent dépense afférents, suggère deux observations renforçant cette idée.

Premièrement, pour l'ensemble des biens consommés par les adultes et, quelle que soit la classe d'âge considérée, les taux d'équivalent dépense masculins sont largement plus négatifs que ceux des femmes. A cet égard, les trois quarts des ratios masculins sont supérieurs aux ratios féminins, et l'écart pour les individus âgés de 10 à 14 ans est substantiel. Par ailleurs, en ce qui concerne les adultes masculins, il semble que ce soient les adultes de plus de 54 ans qui soient les plus favorisés pour les boissons alcoolisées, et ceux de 15-54 ans pour le tabac. En outre, si les femmes âgées semblent dans une situation au moins aussi favorable que celle de leurs homologues masculins, il n'en est pas de même pour celles qui ont entre 15 et 54 ans. Les spécifications économétriques alternatives renforcent la véracité de ces conclusions. Bien que plusieurs hypothèses puissent être avancées, dans le contexte burkinabè la probabilité d'une discrimination n'est

⁶⁷ On note également que, sauf pour Ouagadougou et Bobo-Dioulasso, l'incidence des ménages gérés par une femme n'est que de 6,2 et 8,6 pour-cent, respectivement, au Nord et à l'Ouest — les deux zones les plus affectées par l'inégalité intra-ménage —, alors que la moyenne nationale est de 8,7 pour-cent

⁶⁸ Respectivement, 80,7, 78,2 et 70,0 pour-cent dans les ménages monoparentaux, nucléaires et élargis. Lachaud [1997].

pas à écarter compte tenu du différentiel de scolarisation selon le genre, de la plus grande précarité relative du travail féminin — en partie le résultat d'un faible accès des femmes au marché du crédit, de l'incidence des structures sociales et de la faiblesse du capital humain — et de l'organisation du système social burkinabè qui privilégie les hommes quant à l'accès au pouvoir politique et économique.

Deuxièmement, la robustesse de cette conclusion agrégée est relativisée selon le milieu et le sexe du chef de ménage. Tout d'abord, bien que l'inégalité intra-ménage puisse prévaloir indépendamment du milieu, elle pourrait être plus accentuée en milieu rural que dans les zones urbaines. A cet égard, le fait que l'inégalité selon le genre en matière d'éducation et l'incidence des structures traditionnelles soient plus marquées en milieu rural que dans les agglomérations pourrait renforcer cette hypothèse. En vérité, l'hétérogénéité des processus de développement économique et de stratification sociale au sein des secteurs rural et urbain appelle un affinement de l'analyse du comportement de la demande. Ainsi, l'analyse tend à montrer la présence d'un biais sexuel en faveur des garçons, surtout dans les régions du Nord et de l'Ouest, et dans une moindre mesure, à Ouagadougou et Bobo-Dioulasso. Or, si l'on excepte le Centre-Nord, ce sont précisément ces zones qui abritent les proportions les plus importantes de population musulmane. Par conséquent, la présente analyse semble indiquer que le déterminant majeur du biais sexuel intra-ménage à l'encontre des filles n'est peut-être pas le processus de développement économique, mais la configuration de la stratification sociale. Les biais sexuels favorables aux garçons sont observés dans des régions ayant des niveaux inégaux de développement, mais les taux d'offre de travail féminin et les taux nets de scolarisation des filles les plus faibles — notamment au Nord. Cette situation pourrait contribuer à expliquer les raisons pour lesquelles — selon l'analyse économétrique — l'accès des filles à l'instruction primaire ou secondaire n'est pas susceptible de s'améliorer avec le niveau de développement. Enfin, l'observation des taux d'équivalent dépense tendrait également à montrer que, si l'inégalité intra-ménage prévaut quel que soit le type de ménage, elle pourrait davantage défavoriser les filles dans les groupes gérés par les hommes. Sachant que l'incidence de la religion musulmane est indépendante du sexe du chef de ménage, plusieurs éléments peuvent expliquer le moindre biais sexuel dans les ménages ayant une femme à leur tête : le poids du chef de ménage lors de la prise de décisions, la composition démographique des ménages favorable aux femmes et le rôle des «anciennes» dont la proportion est importante au sein des groupes féminins.

En définitive, le test économétrique inhérent à la présente recherche conduit à relativiser l'identification du bien-être des individus au niveau de vie moyen du ménage auxquels ces derniers appartiennent. Un tel résultat pourrait affaiblir l'efficacité des politiques de lutte contre la pauvreté, fondées sur l'accroissement effectif des ressources des ménages les plus démunis, indépendamment de la répartition des ressources intra-ménage.

Références bibliographiques

- Behrman, J. 1990. «Intra-household allocation of nutrients 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.
- Deaton, A. 1987. *The allocation of goods within the household: adults, children and gender*, Washington, LSMS working paper n°39, Banque mondiale.
- . 1997. *The analysis of household surveys. A microeconomic approach to development policy*, London, The Johns Hopkins University Press.
- Deaton, A., Ruiz-Castillo, R., Thomas. D. 1989. «The influence of household composition on household expenditure patterns: theory and Spanish evidence», *Journal of political economy*, vol.97, n°3.
- Haddad, L., Kanbur, R. 1990a. «How serious is the neglect of intra-household inequality?», *The economic journal*, vol.100, septembre.
- . 1990b. *Is there an intra-household Kuznets curve?*, Washington, PRE working papers n°466, Banque mondiale.
- . 1992 «Intra-household inequality and the theory of targeting», *European economic review*, vol.36..
- Haddad, L. Hoddinott, J., Adelman, H. 1994. *Intrahousehold resource allocation: an overview*, Washington, PR working papers, n°1255, Banque mondiale.
- 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.

- 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 Toronto.
- 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.
- 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.
- 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.
- . 1998. *Pauvreté et choix méthodologiques : le cas de la Mauritanie*, Bordeaux, document de travail n°22, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- McElroy, M..B. 1990. «The empirical content of Nash-bargained household behavior», *Journal of human resources*, vol.25
- 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.
- Sen, A. 1983. «Economics and the family», *Asian economic review*, vol.1, n°1.
- 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, Elvissier.
- 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.
- White, H. 1978. «A heteroskedasticity consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity», *Econometrica*, vol. 46.
- Working, H. 1943. «Statistical law of family expenditure», *Journal of the American statistical association*, vol.38.

Annexes

Tableau A1 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés des courbes d'Engel pour des biens consommés — ou probablement consommés — par les adultes dans le secteur rural — Burkina Faso 1994-95¹

Paramètres Variables	Biens consommés par les adultes				Biens probablement consommés par les adultes				Ensemble		Moyenne
	Boissons alcoolisées		Cigarettes et tabac		Voyage, transport et loisirs		Acquisition matériel roulant ⁸ , essence, divers ⁹		β	t ⁴	
	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴			
Constante	-0,688	-0,469	6,703	6,042*	-11,702	-11,736*	-16,148	-10,712*	-21,458	-8,669*	
Log dépenses ménage/tête²	0,143	1,191	-0,125	-1,616	1,162	12,762*	1,498	11,494*	2,687	12,644*	10,86
Log de la taille du ménage	-0,511	-3,750*	-0,526	-6,810*	0,342	4,244*	1,183	8,017*	0,488	2,148*	1,85
Démographie⁸											
Enfants M— <5 ans	-2,674	-2,927*	-2,934	-5,146*	0,828	1,636	1,380	1,984*	-3,393	-2,468*	0,081
Enfants M— 5-9 ans	-0,121	-0,118	-2,867	-4,804*	-0,034	-0,062	0,239	0,328	-2,792	-1,895**	0,084
Enfants M— 9-14 ans	-0,664	-0,695	-2,778	-4,735*	0,308	0,507	-1,766	-2,265*	-4,896	-3,294*	0,057
Adultes M — 15-54 ans	-1,891	-2,731*	-2,459	-4,812*	0,910	2,369*	0,650	1,333	-2,790	-2,655*	0,221
Adultes M — >54 ans	1,946	1,624	-2,277	-3,236*	-0,827	-2,773*	-0,973	-2,263*	-2,132	-1,387	0,052
Enfants F— <5 ans	-3,217	-3,520*	-0,941	-1,397	1,557	2,539*	0,591	0,750	-2,011	-1,348	0,076
Enfants F— 5-9 ans	-0,609	-0,631	-2,371	-4,090*	-0,013	-0,027	-0,495	-0,659	-3,489	-2,434*	0,077
Enfants F— 9-14 ans	-0,962	-0,873	-2,770	-4,451*	1,609	2,144*	0,429	0,494	-1,698	-0,989	0,051
Adultes F — 15-54 ans	-1,033	-1,353	-1,919	-3,707*	-1,889	-0,497	-0,424	-0,961	-3,567	-3,254*	0,238
Ethnie⁶											
Dioula et assimilés	2,836	14,905*	-0,494	-4,428*	-0,409	-3,206*	-0,903	-4,967*	1,031	3,429*	0,348
Peuhl	-0,245	-1,593	-0,645	-2,810*	-0,568	-2,205*	-0,551	-1,842**	-2,003	-4,352*	0,077
Localisation géographique⁵											
Ouest	2,013	9,353*	-0,262	-1,046	-0,347	-1,100	0,382	1,145	1,794	3,295*	0,223
Sud et Sud-Ouest	4,988	18,297*	-0,294	-1,151	-0,708	-2,193*	0,924	2,404*	4,919	8,206*	0,167
Centre-Nord	1,231	7,305*	-0,481	-1,902**	-0,408	-1,302	0,256	0,755	0,606	1,139	0,245
Centre-Sud	2,601	14,112*	-0,806	-3,288*	-0,916	-3,009*	-0,923	-2,744*	-0,034	-0,066	0,286
Statut⁷											
Salarié	-1,679	-4,165*	0,532	1,272	1,281	2,357*	1,956	3,053*	2,090	2,123*	0,035
Indépendant non agricole	-2,119	-5,523*	-0,429	-1,721**	0,429	1,023	0,005	0,012	-2,127	-2,841*	0,037
Agriculteur	1,174	4,374*	-0,005	-0,020	-0,465	-2,252*	-0,406	-1,329	0,297	0,596	0,890
R ² ajusté		0,133		0,039		0,064		0,063		0,096	-
F (sig F)		46,12 (0,000)		12,86 (0,000)		21,01 (0,000)		20,92 (0,000)		32,18	-
Chi ² Breusch - Pagan ¹⁰		1117,55		1639,38		4085,70		1807,39		621,48	-
N		5888		5886		5887		5888		5888	-

(1) La variable dépendante est la proportion des dépenses du bien i dans le budget total du ménage ; tous les coefficients sont multipliés par 100 ;

(2) Log des dépenses totales réelles du ménage par tête ; (3) 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 ; (4) 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'hétéroscédacité — correction de White ; (5) Base = région du Nord ; (6) Base = Mossi et assimilés - y compris quelques étrangers ; (7) Base = inactifs, chômeur et autres actifs. ; (8) Vélo, mobylette, moto et véhicule ; (9) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant ; (10) Test d'homoscédacité.

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 A2 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés des courbes d'Engel pour des biens consommés — ou probablement consommés — par les adultes dans le secteur urbain — Burkina Faso 1994-95¹

Paramètres Variables	Biens consommés par les adultes				Biens probablement consommés par les adultes				Ensemble		Moyenne
	Boissons alcoolisées		Cigarettes et tabac		Voyage, transport et loisirs		Acquisition matériel roulant ⁸ , essence, divers ⁹		β	t ⁴	
	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴			
Constante	2,289	1,873**	4,069	2,339*	-15,559	-5,286*	-35,615	-10,690*	-44,804	-9,837*	
Log dépenses ménage/tête²	-0,111	-1,396	-0,292	-2,294*	1,270	6,142*	3,054	11,815*	3,920	11,538*	11,86
Log de la taille du ménage	-0,194	-2,091*	-0,282	-1,739**	0,559	3,397*	2,761	10,014*	2,842	7,893*	1,62
Démographie⁸											
Enfants M— <5 ans	0,824	0,793	1,296	1,167	3,216	2,150*	2,713	1,375	8,056	2,873*	0,067
Enfants M— 5-9 ans	-0,204	-0,199	-0,470	-0,511	-0,419	-0,278	2,479	1,113	1,392	0,466	0,061
Enfants M— 9-14 ans	0,469	0,450	-0,100	-0,083	-0,811	-0,548	0,629	0,285	0,167	0,055	0,052
Adultes M — 15-54 ans	0,279	0,321	3,282	3,894*	2,298	2,279*	2,296	1,539	8,156	3,741*	0,335
Adultes M — >54 ans	1,740	1,248	3,325	1,494	2,506	0,831	-0,114	-0,055	7,450	1,940**	0,025
Enfants F— <5 ans	0,129	0,126	0,084	0,081	0,786	0,565	2,989	1,453	3,978	1,422	0,066
Enfants F— 5-9 ans	0,993	0,935	0,151	0,136	1,106	0,718	4,264	1,667**	6,479	2,035*	0,061
Enfants F— 9-14 ans	0,837	0,083	-1,617	-1,678**	0,547	0,400	-1,311	-0,563	-2,296	-0,775	0,057
Adultes F — 15-54 ans	-0,303	-0,344	-0,201	-0,259	1,388	1,345	-0,705	-0,461	0,178	0,082	0,248
Localisation géographique⁵											
Petites villes	0,310	1,896**	0,240	1,164	0,893	3,252*	-2,226	-5,962*	-0,782	-1,528	0,257
Ethnie⁶											
Dioula et assimilés	0,422	2,729*	0,533	2,846*	0,367	1,598	-1,637	-4,566*	-0,311	-0,656	0,292
Peuhl	-0,804	-6,939*	1,354	1,913**	0,758	1,174	-2,511	-3,926*	-1,198	-1,052	0,032
Statut⁷											
Salarié	0,118	0,702	0,321	1,196	-0,544	-1,840**	2,372	4,579*	2,273	3,439*	0,350
Indépendant non agricole	-0,880	-4,733*	0,214	0,797	0,550	1,764**	1,227	2,462*	1,105	1,698**	0,277
Agriculteur	0,515	2,565*	-0,071	-0,301	-0,455	-1,318	-0,674	-1,369	-0,677	-1,058	0,438
R ² ajusté		0,024		0,048		0,048		0,151		0,130	-
F (sig F)		4,87 (0,000)		9,07 (0,000)		9,02 (0,000)		29,31 (0,000)		24,89 (0,000)	-
Chi ² Breusch - Pagan ¹⁰		934,22		1569,66		658,32		506,72		211,07	-
N		2705		2707		2707		2708		2708	-

(1) La variable dépendante est la proportion des dépenses du bien *i* dans le budget total du ménage ; tous les coefficients sont multipliés par 100 ; (2) Log des dépenses totales réelles du ménage par tête ; (3) 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 ; (4) 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'hétéroscédacité — correction de White ; (5) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (6) Base = Mossi et assimilés - y compris quelques étrangers ; (7) Base = inactifs, chômeur et autres actifs. ; (8) Vélo, mobylette, moto et véhicule ; (9) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant ; (10) Test d'homoscédacité.

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

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

Tableau A3 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés des courbes d'Engel pour des biens consommés — ou probablement consommés — par les adultes des ménages dont le chef est un homme — Burkina Faso 1994-95¹

Paramètres	Biens consommés par les adultes				Biens probablement consommés par les adultes				Ensemble		Moyenne
	Boissons alcoolisées		Cigarettes et tabac		Voyage, transport et loisirs		Acquisition matériel roulant ⁸ , essence, divers ⁹		β	t ⁴	
	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴	β	t ⁴			
Constante	3,359	2,284*	3,696	3,539*	-14,194	-10,870*	-19,065	-11,281*	-26,198	-9,825*	
Log dépenses ménage/tête²	0,045	0,489	-0,122	-1,666**	1,230	12,634*	1,987	14,904*	3,139	16,078*	11,03
Log de la taille du ménage Démographique⁸	-0,647	-5,349*	-0,463	-5,447*	0,402	4,647*	1,394	8,828*	0,686	3,026*	1,87
Enfants M— <5 ans	-0,304	-2,631*	-0,335	-0,557	1,258	1,962*	1,245	1,383	-0,865	-0,513	0,081
Enfants M— 5-9 ans	-4,390	-0,361	-0,499	-0,849	0,040	0,060	0,338	0,357	-0,569	-0,325	0,081
Enfants M— 9-14 ans	-0,114	-0,978	-0,396	-0,660	0,370	0,536	-1,171	-1,224	-2,340	-1,339	0,056
Adultes M — 15-54 ans	-2,775	-2,570*	0,749	1,334	1,351	2,317*	-0,174	-0,205	-0,847	-0,530	0,259
Adultes M — >54 ans	0,456	0,298	0,772	0,934	-0,148	-0,175	-1,738	-2,012*	-0,656	-0,310	0,051
Enfants F— <5 ans	-3,738	-3,330*	0,923	1,471	1,630	2,352*	0,483	0,503	-0,703	-0,404	0,077
Enfants F— 5-9 ans	-0,654	-0,555	0,270	0,468	0,072	0,110	0,200	0,189	-0,120	-0,067	0,073
Enfants F— 9-14 ans	-0,996	-0,805	-0,652	-1,117	1,109	1,465	0,518	0,443	-0,026	-0,014	0,051
Adultes F — 15-54 ans	-1,469	-1,383	0,047	0,089	-0,326	-0,637	0,237	0,297	-1,513	-0,984	0,232
Localisation géographique⁵											
Ouest	0,390	1,627	0,167	0,760	1,005	3,858*	-2,220	-5,639*	-0,659	-1,199	0,180
Sud et Sud-Ouest	3,233	12,312*	0,200	0,930	0,670	2,443*	-1,625	-3,818*	2,478	4,256*	0,138
Centre-Nord	-0,662	-3,424*	0,109	0,531	1,066	4,044*	-2,240	-5,817*	-1,729	-3,303*	0,196
Centre-Sud	0,649	3,270*	-0,292	-1,480	0,523	2,214*	-3,590	-9,436*	-2,709	-5,345*	0,235
Nord	-1,791	-9,330*	0,361	1,151	1,204	3,311*	-2,481	-5,453*	-2,719	-4,137*	0,064
Petites villes	-0,321	-1,273	0,341	1,159	1,066	3,207*	-2,800	-5,788*	-1,713	-2,541*	0,046
Ethnie⁶											
Dioula et assimilés	2,408	15,962*	-0,159	-1,530	-0,317	-2,767*	-1,026	-5,692*	0,906	3,364*	0,331
Peuhl	-0,533	-4,298*	-0,246	-1,049	-0,490	-2,278*	-0,675	-2,442*	-1,937	-4,609*	0,071
Statut⁷											
Salarié	-0,734	-3,128*	0,164	0,595	0,143	0,498	2,282	4,593*	1,859	2,821*	0,097
Indépendant non agricole	-1,694	-7,143*	0,215	0,911	0,712	2,772*	0,779	1,988*	0,002	0,003	0,072
Agriculteur	0,959	4,819*	-0,208	-1,091	-0,388	-2,025*	-0,556	-1,755**	-0,190	-0,425	0,816
R ² ajusté		0,138		0,018		0,067		0,150		0,127	-
F (sig F)		57,99 (0,000)		7,52 (0,000)		26,70 (0,000)		67,97 (0,000)		52,86 (0,000)	-
Chi ² Breusch - Pagan ¹⁰		3462,42		2822,65		3906,31		2531,07		865,83	-
Chow H/F (sig F)		2,14 (0,001)		5,42 (0,000)		1,83 (0,008)		3,92 (0,000)		4,94 (0,000)	-
N		7823		7823		7824		7826		7826	-

(1) La variable dépendante est la proportion des dépenses du bien *i* dans le budget total du ménage ; tous les coefficients sont multipliés par 100 ; (2) Log des dépenses totales réelles du ménage par tête ; (3) 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 ; (4) 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'hétéroscédacité — correction de White ; (5) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (6) Base = Mossi et assimilés - y compris quelques étrangers ; (7) Base = inactifs, chômeur et autres actifs ; (8) Vélo, mobylette, moto et véhicule ; (9) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant ; (10) Test d'homoscédacité.

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 A4 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés des courbes d'Engel pour des biens consommés — ou probablement consommés — par les adultes des ménages dont le chef est une femme — Burkina Faso 1994-95¹

Paramètres	Biens consommés par les adultes				Biens probablement consommés par les adultes				Ensemble		Moyenne
	Boissons alcoolisées		Cigarettes et tabac		Voyage, transport et loisirs		Acquisition matériel roulant ³ , essence, divers ⁹		β	t^4	
	β	t^4	β	t^4	β	t^4	β	t^4			
Constante	5,671	2,091*	12,750	5,343*	-12,775	-4,138*	-5,555	-1,972*	0,094	0,016	
Log dépenses ménage/tête²	-0,230	-0,990	-0,672	-3,834*	1,115	4,502*	0,727	2,864*	0,939	1,873**	11,25
Log de la taille du ménage Démographique⁸	-0,323	-0,827	-0,763	-3,291*	0,876	2,024*	0,527	1,413	0,317	0,431	1,09
Enfants M— <5 ans	-2,779	-1,776**	-3,532	-4,535*	1,306	0,634	-1,519	-1,242	-6,525	-2,185*	0,050
Enfants M— 5-9 ans	-3,866	-3,547*	-3,636	-4,329*	-2,333	-2,088*	0,408	0,355	-9,427	-4,541*	0,065
Enfants M— 9-14 ans	-1,899	-1,400	-3,660	-3,971*	-3,666	-2,017*	-1,518	-1,086	-10,745	-3,905*	0,052
Adultes M — 15-54 ans	-3,662	-3,030*	-2,115	-2,288*	2,160	1,008	2,141	1,329	-1,475	-0,478	0,083
Enfants F— <5 ans	-1,357	-0,672	-3,692	-4,110*	-2,812	-1,981*	-0,842	-0,699	-8,705	-2,972*	0,042
Enfants F— 5-9 ans	-3,730	-3,220*	-3,757	-4,290*	-0,199	-0,142	0,477	0,561	-7,210	-3,151*	0,076
Enfants F— 9-14 ans	-3,573	-2,807*	-3,310	-3,901*	1,407	0,832	-1,116	-1,311	-6,592	-2,495*	0,070
Adultes F — 15-54 ans	-1,205	-1,153	-2,185	-3,811*	0,336	0,778	-0,688	-2,541*	-3,742	-2,810*	0,314
Localisation géographique⁵											
Ouest	0,752	1,355	-0,632	-2,281*	0,820	0,999	-1,262	-2,462*	-0,321	-0,276	0,177
Sud et Sud-Ouest	2,532	3,546*	0,102	0,251	1,277	1,369	-1,698	-3,207*	2,214	1,629	0,094
Centre-Nord	-0,380	-0,780	-0,288	-0,823	0,657	0,982	-2,000	-3,871*	-2,011	-1,887**	0,210
Centre-Sud	0,893	1,629	0,659	1,573	0,507	0,810	-2,277	-3,938*	-0,216	-0,196	0,185
Nord	-1,251	-2,335*	-0,903	-1,982*	2,075	0,917	-1,801	-3,448*	-1,881	-0,755	0,044
Petites villes	0,047	0,114	-0,168	-0,540	7,904	0,946	-2,025	-3,346*	-1,357	-1,152	0,088
Ethnie⁶											
Dioula et assimilés	1,151	2,649*	-0,832	-3,726*	0,423	0,906	-0,791	-2,395*	-0,049	-0,063	0,393
Peuhl	0,163	0,361	-0,977	-2,808*	2,316	1,178	-0,538	-0,970	0,964	0,460	0,046
Statut⁷											
Salarié	-1,106	-2,544*	-0,527	-1,724**	0,928	0,893	1,707	2,101*	1,003	0,736	0,080
Indépendant non agricole	-1,085	-2,470*	-0,702	-2,297*	-0,043	-0,069	-0,125	-0,361	-1,956	-2,106*	0,203
Agriculteur	0,915	1,632	0,315	0,701	-0,658	-1,712**	-0,461	-1,404	0,110	0,129	0,652
R ² ajusté		0,103		0,268		0,071		0,163		0,075	-
F (sig F)		5,19 (0,000)		14,42 (0,000)		3,78 (0,000)		8,16 (0,000)		3,97 (0,000)	-
Chi ² Breusch - Pagan ¹⁰		449,41		797,62		1502,27		1418,20		217,81	-
N		770		770		770		770		770	-

(1) La variable dépendante est la proportion des dépenses du bien i dans le budget total du ménage ; tous les coefficients sont multipliés par 100 ;

(2) Log des dépenses totales réelles du ménage par tête ; (3) 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 ; (4) 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'hétéroscédacité — correction de White ; (5) Base = Ouagadougou-Bobo-Dioulasso ; (6) Base = Mossi et assimilés - y compris quelques étrangers ; (7) Base = inactifs, chômeur et autres actifs ; (8) Vélo, mobylette, moto et véhicule ; (9) Essence, lubrifiant, assurance, entretien matériel roulant ; (10) Test d'homoscédacité.

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.