# Les déterminants de l'inégalité du bien-être au Burkina Faso : une décomposition de régression

par


## *Jean-Pierre Lachaud, Professeur*

***Directeur du Centre d'économie du développement***
***(Membre de l'IFReDE-GRES)***
***Université Montesquieu-Bordeaux IV - France***



## *Résumé* :

Entre 1994-95 et 1998, l'inégalité des dépenses par tête des ménages urbains a augmenté de 6,9 et 27,7 pour cent, respectivement, pour les indices de Gini et de Theil, alors que dans le milieu rural, les mêmes indicateurs d'inégalité du niveau de vie ont décliné, respectivement, de 6,8 et 15,4 pour cent. Dans ce contexte, l'appréhension des facteurs de l'inégalité des ressources monétaires des ménages, fondée sur une décomposition de régression au cours de la période 1994-98, conduit à deux conclusions – issues principalement du modèle logarithmique. *Premièrement*, en ce qui concerne les sources du *niveau* de l'inégalité du bien-être, dans le milieu rural, la prééminence de la démographie des ménages, de l'instruction et du statut du travail du chef de famille, et, dans une moindre mesure, du type de ménages et du taux d'emploi dans ces derniers, est mise en évidence. Dans les agglomérations, la configuration des sources de l'inégalité du niveau de vie présente des similitudes. Ainsi, en 1998, 38,2 pour cent de l'inégalité du niveau de vie sont expliqués par la dimension des familles et l'instruction du chef de ménage, une proportion rehaussée de 13,2 points de pourcentage, comparativement à 1994-95. Mais, ce résultat contraste avec la situation qui prévaut en milieu rural puisque, dans ce dernier, la démographie des ménages et l'instruction du chef de famille n'expliquent que 18,8 pour cent de l'inégalité des dépenses. De ce fait, dans les villes, la part de l'inégalité du bien-être des ménages expliquée par les autres facteurs est relativement réduite, même si le statut d'agriculteur de rente ou de subsistance du chef de ménage, ainsi que la proportion de personnes employées par famille, constituent aussi des facteurs d'inégalité du niveau de vie. *Deuxièmement*, l'examen des déterminants de la *dynamique* de l'inégalité du bien-être entre 1994-95 et 1998 appelle deux commentaires. Tout d'abord, dans le milieu rural, deux facteurs ont fortement contribué positivement à réduire l'inégalité du niveau de vie des ménages : l'accès à l'instruction du chef de ménage et des autres membres du groupe, et le taux d'emploi par ménage – auxquels il faut ajouter l'impact, plus modeste, du statut du travail et de la localisation spatiale. Ensuite, dans les villes, l'instruction du chef de ménage et la démographie des familles sont les deux facteurs qui ont le plus influencé l'accroissement de l'inégalité du bien-être. A cet égard, comme dans le secteur rural, l'accès à l'enseignement supérieur pour le chef de ménage contribue à réduire l'inégalité du niveau de vie, alors que l'inverse prévaut pour l'instruction secondaire. En outre, la dimension du ménage est source d'augmentation de l'inégalité des ressources des ménages dans les zones urbaines, tout comme dans les campagnes où elle a freiné la baisse de l'inégalité. En définitive, tant dans le milieu rural que dans les villes, le rôle du capital humain – au-delà du niveau d'instruction primaire – et des facteurs démographiques quant à l'explication du *niveau* et de la *variation* de l'inégalité du bien-être monétaire est mis en relief, une conclusion logique compte tenu du faible taux d'alphabétisation dans le pays. Néanmoins, le taux d'emploi des ménages et la nature des statuts du travail, surtout en milieu rural, influencent les disparités de niveau de vie. Dans ces conditions, rehausser l'investissement en capital humain pourrait concourir à réduire les inégalités de bien-être, directement en augmentant le rendement des différents actifs disponibles, et indirectement en améliorant l'accès au marché du travail et en réduisant la fécondité.

## *Abstract : The Determinants of Welfare Inequality in Burkina Faso: A Regression-based Decomposition*

Between 1994-95 and 1998, the expenditure per capita inequality of the urban households increased by 6,9 and 27,7 percent, respectively, for the indices of Gini and Theil, whereas in the rural areas, the same indicators of welfare inequality declined, respectively, of 6,8 and 15,4 percent. In this context, the apprehension of the factors of the inequality of the households monetary resources, based on a decomposition of regressions during the period 1994-98, suggests two conclusions, mainly from the logarithmic model. *Firstly*, with regard to the sources of the *level* of welfare inequality, in the rural areas, the preeminence of the household demography, the instruction and the labour statute of the household head, and, to a lesser extent, type of households and employment rate by family, is highlighted. In the cities, the configuration of the sources of the welfare inequality is rather similar. Thus, in 1998, 38,2 percent of the inequality of the standard of living are explained by the families size and the instruction of the household head, an increased proportion of 13,2 points of percentage, compared to 1994-95. But, this result contrasts with the situation which prevails in the rural sector since, in this last, the household demography and the instruction of the family head explain only 18,8 percent of the expenditure inequality. So, in the cities, the share of the welfare inequality of the households explained by the other factors is relatively reduced, even if the statute of farmer of the household head, as well as the proportion of people employed in the households, constitute also factors of welfare inequality. *Secondly*, the examination of the determinants of the *dynamics* of welfare inequality between 1994-95 and 1998 suggests two observations. First of all, in the rural areas, two factors contributed strongly positively to reduce the households welfare inequality: the access to the instruction of the household head and other members of the group, and the employment rate by household, for which it is necessary to add the more modest impact of the labour statute and the spatial localization. Then, in the cities, the instruction of the household head and the families demography are the two factors which have the most influenced the increase in the welfare inequality. In this respect, as in the rural sector, the access to higher education for the household head contributes to reduce the welfare inequality, whereas the reverse prevails for the secondary education. Moreover, the household size increases the inequality of the urban household resources, just like in the rural areas where it slowed down the fall of the inequality. Thus, in the rural areas and the cities, the role of the human capital – beyond the primary educational level –, and of the demographic factors, as for the explanation of the *level* and the *variation* of the inequality of the monetary welfare, is highlighted, a logical conclusion taking into account the low literacy rate in the country. Nevertheless, the employment rate by household and the nature of the labour statutes, especially in rural areas, influence the welfare inequality. Under these conditions, an increase in human capital investment could contribute to reduce the welfare inequality, directly by increasing the return of the various available assets, and indirectly by improving the access to the labour market and reducing the fertility rate.



**Mots-clés** : Décomposition de régression ; bien-être ; inégalité urbaine ; inégalité rurale
**Keywords** : Regression-based decomposition ; welfare ; urban inequality ; rural inequality
**JEL classification** : O15, C43

## *Sommaire*

**1. Introduction . . . . . 1**

**2. Concepts, méthode et sources statistiques . . . . . 1**
*1. Les options analytiques . . . . . 1*
*2. Les sources statistiques . . . . . 5*

**3. Les déterminants du niveau de l'inégalité du bien-être . . . . . 5**
*1. Le milieu rural . . . . . 6*
*2. Le milieu urbain . . . . . 9*

**4. Les déterminants de la dynamique de l'inégalité du bien-être . . . . . 12**
*1. Le milieu rural . . . . . 12*
*2. Le milieu urbain . . . . . 13*

**5. Conclusion . . . . . 14**

***Références bibliographiques . . . . . 15***
***Annexes . . . . . 17***

# 1. Introduction

Au cours des dernières années, la préoccupation croissante de la dimension sociale du développement est associée à une résurgence des questions d'inégalité (Atkinson 1997). A cet égard, le débat sur la relation entre l'efficience et l'équité, les enseignements des nouvelles vérifications empiriques de la courbe de Kuznets, la controverse quant à l'impact de l'inégalité sur la croissance économique, la complexité des changements de la distribution inter et intra-pays, et les effets de l'inégalité en termes de pauvreté, semblent expliquer, en grande partie, les récentes orientations de la littérature du développement (Kanbur et Lustig 1999)[1].

En Afrique, ces nouveaux questionnements présentent un intérêt particulier, compte tenu de la transition économique contrariée au cours des trois dernières décennies, de la forte inégalité de distribution des richesses, de la persistance de la pauvreté, et de la faiblesse du développement humain[2]. Le Burkina Faso, l'un des pays les moins avancés du continent, s'inscrit dans ce contexte. En effet, les informations relatives aux enquêtes prioritaires montrent, qu'entre 1994-95 et 1998, le ratio de pauvreté est passé de 45,3 à 44,5 pour cent des individus, une tendance qui aurait également prévalu au cours de la période 1998-2002 (Lachaud 2003b)[3]. De même, on observe une stabilité de l'inégalité des dépenses par tête à un niveau relativement élevé, le coefficient de Gini, par exemple, ayant seulement décliné de 0,534 à 0,530 au cours de la seconde partie des années 1990 – tableau 1. Dans ce contexte, des investigations récentes ont montré l'existence d'une corrélation étroite entre les dynamiques de pauvreté et d'inégalité. En milieu rural, où les privations ne se sont pas réellement accentuées – bien que des changements structurels régionaux soient observés –, la distribution des dépenses s'est améliorée. Inversement, dans les zones urbaines, l'aggravation des inégalités, explicitement exprimée par les informations affichées au tableau 1, est associée à une détérioration des différentes mesures de la pauvreté (Lachaud 2003a)[4]. En d'autres termes, le caractère « pro-pauvres » de la croissance économique semble confirmé en milieu rural, alors que la configuration de cette dernière est plutôt « pro-riches » dans les villes (Lachaud 2003b). Dans ces conditions, identifier les facteurs du *niveau* et de la *variation* de l'inégalité des ressources des familles peut constituer un élément fondamental de compréhension de la pauvreté.

La présente recherche s'inscrit dans cette perspective, et propose d'appréhender les facteurs du *niveau* et des *changements* quant à l'inégalité des dépenses par tête des ménages burkinabè, au cours de la période 1994-98. Par ailleurs, la spécificité de l'étude est de différencier les milieux urbain et rural, compte tenu de l'évolution contrastée de la distribution des richesses, et, corrélativement, de la pauvreté. La deuxième partie expose les options méthodologiques – une décomposition de l'inégalité fondée sur la régression – et les sources statistiques utilisées – les enquêtes prioritaires. Les troisième et quatrième parties présentent les sources d'inégalité du bien-être, successivement en termes de niveau et de dynamique.

# 2. Concepts, méthode et sources statistiques

## 1. Les options analytiques

Le fondement de la méthode est lié à l'intérêt d'incorporer l'analyse statistique de la distribution des ressources au cadre économétrique du modèle du capital humain. En effet, en règle générale, lorsque l'on souhaite expliquer la structure de la distribution du bien-être ou des gains selon des groupes, on suppose que l'appartenance à ces derniers est un élément suffisant pour appréhender les différentes composantes de l'inégalité. Par exemple, la décomposition de l'indice de Gini relatif au niveau de vie d'une population par rapport aux milieux rural et urbain, conduit, selon l'approche de Yitzhaki et Lerman (1991), à générer trois composantes : (i) l'inégalité intra-groupes ; (ii) l'impact de la stratification – ou la variation intra-groupes par

---

[1] Cette évolution a été favorisée par la disponibilité de nouvelles données.

[2] En Afrique subsaharienne, au cours des périodes 1975-2000 et 1990-2000, le PIB par tête a diminué, respectivement, de 0,9 et 0,3 pour cent, tandis que l'Indice de développement humain s'élevait à 0,471 (Pnud 2002). Par ailleurs, en 1999, le ratio de pauvreté était évalué à 49,0 pour cent (Banque mondiale 2003a). Enfin, entre 1998 et 1993, l'indice de Gini – fondé, la plupart du temps, sur les dépenses par tête en parité de pouvoir d'achat – est passé de 0,427 à 0,472. Les échantillons de 1988 et de 1993 englobent, respectivement, 13 et 16 pays, représentant 48,3 et 74,8 pour cent de la population du continent (Milanovic 1999).

[3] Cette appréciation est fondée sur une évaluation de la pauvreté à partir des données de la comptabilité nationale. Les estimations ont été effectuées à l'aide de POVCAL. Par ailleurs, cette évolution a prévalu malgré une croissance économique de 5 et 4,8 pour cent, respectivement, au cours de 1994-99 et 1998-2002.

[4] Les différentes mesures de l'inégalité sont dans l'ensemble cohérentes. On observera que l'indicateur d'entropie $I(\theta) = I(0)$ – déviation logarithmique moyenne – est sensible aux variations des dépenses par tête inhérentes au bas de la distribution, alors que l'inverse prévaut pour $I(\theta) = I(2)$ – la moitié du coefficient de variation au carré.

rapport à l'ensemble des rangs ; (iii) l'inégalité inter-groupes[5]. En fait, la décomposition inter-groupes implique que, dans le cas présent, la localisation géographique – rural-urbain – explique à elle seule l'inégalité de la distribution. Or, l'inégalité entre les ménages ruraux et urbains peut résulter d'un différentiel de caractéristiques ou de rémunération des caractéristiques de ces derniers, qui peuvent être spécifiques à leur localisation sectorielle. Par conséquent, *l'inégalité non-conditionnelle* inhérente à (iii) peut différer d'une *inégalité conditionnelle* qui tiendrait compte de la spécificité des caractéristiques des ménages et de leurs rendements, en fonction de leur localisation sectorielle. Il peut en résulter une surestimation de la contribution de la localisation sectorielle des ménages à l'inégalité, dans la mesure où les ménages urbains peuvent avoir de meilleures caractéristiques que leurs homologues ruraux, non-compensées par certaines spécificités (meilleures) de ces derniers[6]. Dans ces conditions, il importe de pouvoir indiquer quelle est la part de l'inégalité totale due, d'une part, à la variation des caractéristiques des ménages, et, d'autre part, à la localisation géographique, à l'appartenance ethnique, etc., toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire en contrôlant par les caractéristiques des groupes. Ainsi, par exemple, la persistance d'une variation régionale des dépenses moyennes des ménages, après que les caractéristiques des ménages aient été prises en compte, signifie l'existence d'un pur effet de localisation[7].

La technique de décomposition de l'inégalité représente une extension de l'approche de Oaxaca (1973) visant à identifier les sources des écarts des gains sur le marché du travail. En effet, l'intégration de la technique de la régression et de l'analyse de l'inégalité permet, d'une part, de déterminer les facteurs – éducation, âge, etc. – qui sous-tendent l'ensemble de la distribution des gains ou des dépenses des ménages, et, d'autre part, de combiner la décomposition par sources des dépenses et la décomposition par sous-groupes de population. Supposons qu'au cours d'une période donnée, la relation entre les dépenses par tête des ménages d'une population et un ensemble de facteurs exogènes soit exprimée par l'équation [1].

$$\mathbf{Y_i = \delta + \alpha_1 X_{1i} + \alpha_2 X_{2i} + ... + \alpha_k X_{ki} + \eta_i} \qquad \textbf{[1]}$$

où : $Y_i$ se réfère aux dépenses par tête du ménage i, $X_{1i}...X_{ki}$ sont des variables exogènes – instruction, sexe, âge, etc. –, et $\eta_i$ traduit le terme aléatoire. Lorsque l'équation [1] est suffisamment significative, elle peut être utilisée pour décomposer l'inégalité des dépenses, l'estimation des $\hat{\alpha}_k X_{ki}$ étant considérée comme la part des dépenses du ménage i due à ses dotations $X_k$[8]. Dans ce contexte, parmi les règles de décomposition d'indices d'inégalité disponibles, les plus directes et couramment utilisées sont celles dues à Shorrocks (1982), exprimant une « décomposition naturelle ». Elles concernent des indices d'inégalité – satisfaisant certains axiomes – pouvant être exprimés comme une somme pondérée des dépenses ou des revenus – Gini, variance, Theil. Dans ce cas, la somme des contributions proportionnelles k est égale à un par construction[9]. Néanmoins, Morduch et Sicular (2002) soulignent que les décompositions pour différents indices d'inégalité peuvent engendrer des résultats empiriques différents. Il en est ainsi parce que des indices satisfaisant la propriété d'additions uniformes – la mesure de l'inégalité doit diminuer si chaque individu de la population reçoit un transfert de même importance – peuvent ne pas respecter le corollaire : une décomposition d'inégalité doit enregistrer une contribution strictement négative à l'inégalité d'ensemble pour toute composante distribuée de manière égalitaire et positive – et inversement[10].

Dans ce contexte, la contribution proportionnelle de la source de revenu k – ou des dépenses – à l'inégalité générale est exprimée par [2].

$$\mathbf{s_k = cov(Y^k, Y)/\sigma^2(Y),} \ \sum_k s_k \mathbf{= 1, \text{ et } Y =} \sum_k Y^k \qquad \textbf{[2]}$$

[5] On notera que cette approche, utilisée à titre d'exemple, autorise une exacte décomposition de l'indice de Gini.

[6] Une tentative de décomposition conditionnelle de Gini a été opérée par Wodon (1999) pour le Pakistan, et Lachaud (2000) pour la Mauritanie.

[7] Auquel on doit ajouter un éventuel rendement des caractéristiques non observables corrélées avec les variables spatiales.

[8] L'équation [1] n'étant pas un modèle structurel de comportement des ménages, ni une relation explicitant le processus de détermination des gains, elle ne peut pas être utilisée pour prédire ce qu'il adviendrait à l'inégalité, consécutivement à une variation des variables exogènes.

[9] D'autres techniques ne reposant sur une « décomposition naturelle » ont été proposées. Voir, par exemple, Bourguignon, Fournier et Gurgand (2001).

[10] Le coefficient de Gini de satisfait pas ce corollaire.

où : $Y^k$ est le revenu provenant de la source k, Y traduit le revenu total, et $\sigma^2(Y)$ se réfère à sa variance[11]. A cet égard, les $s_k$ sont souvent appelés des « pondérations d'inégalité des facteurs ». En combinant les relations [1] et [2], on obtient l'équation [3].

$$s_k = [cov(\hat{\alpha}_k X_k, Y)]/\sigma^2(Y) = [\hat{\alpha}_k cov(X_k, Y)]/\sigma^2(Y) = [\hat{\alpha}_k \sigma(X_k)\rho(X_k, Y)]/\sigma(Y) \quad [3]$$

où : $\sigma(X_k)$ et $\sigma(Y)$ représentent l'erreur type, respectivement, de $X_k$ et deY, tandis que $\rho(X_k,Y)$ est le coefficient de corrélation entre $X_k$ et Y. Ainsi, la part de l'inégalité inhérente à l'inégale distribution de $X_k$ dans les ménages est exprimée par $s_k$. Le facteur k diminue ou augmente l'inégalité selon que $s_k$ est négatif ou positif. Si $s_k$ est égal à zéro, la distribution du facteur k est comparable à celle du revenu ou des dépenses. Par ailleurs, la part du terme aléatoire $s_\eta$, indiquant l'importance relative de la distribution qui n'est pas expliquée par les variables exogènes, dépend de la qualité de l'estimation[12]. A cet égard, l'absence de rôle attribué au résidu ou au terme constant dans l'explication de l'inégalité est discutée par Wan (2002)[13]. Enfin, il est à souligner que $s_k$ est d'autant plus important que $\hat{\alpha}_k$ est grand – le rendement de la caractéristique k est élevé –, que la variation de $X_k$ est ample, relativement aux dépenses ou au revenu, ou qu'il existe une forte corrélation entre les dépenses et la caractéristique.

Dans le cadre de la présente recherche, les développements précédents appellent trois observations additionnelles.

Premièrement, l'évaluation de la part de l'inégalité due au facteur k, $s_k$, peut être obtenue directement, Ravallion et Chen (1999) indiquant qu'elle est égale au produit entre, d'une part, le coefficient de régression d'une estimation par les moindres carrés ordinaires de *$X_k$ en fonction Y*, et, d'autre part, les $\hat{\alpha}_k$.

Deuxièmement, il est possible de combiner la contribution à l'inégalité d'un groupe de régresseurs, en effectuant la sommation des $s_k$ de tous les facteurs au sein d'un groupe donné, noté g, selon [4].

$$s_g = \sum_{k \in g} s_k = [cov(\sum_{k \in g} s_k \ \hat{\alpha}_k X_k, Y)]/\sigma^2(Y) \quad [4]$$

Troisièmement, l'option analytique précédente permet également de mesurer la contribution des facteurs à la variation d'inégalité entre deux périodes, pays ou groupes. Dans la présente étude, la première possibilité est intéressante, dans la mesure où la structure de l'inégalité selon le milieu s'est modifiée au cours du laps de temps séparant les deux enquêtes prioritaires – tableau 1. Evidemment, l'ampleur de la variation de l'inégalité dépend de l'indice utilisé. Par exemple, le tableau 1 montre qu'entre 1994-95 et 1998 l'inégalité des dépenses par tête a augmenté de 6,9 et 27,7 pour cent, respectivement, selon les indices de Gini et de Theil. De même, au niveau de l'économie, ces deux indices indiquent que l'inégalité des dépenses par tête a, respectivement, baissé de 0,7 pour cent et augmenté de 5,8 pour cent. Dans cette optique, la variation d'inégalité peut être appréhendée comme suit (Jenkins 1995 ; Fields et Yoo 2000). Si I est une mesure de l'inégalité, l'écart d'inégalité entre deux dates peut être exprimé par [5].

$$I_2 - I_1 = \sum_k (s_{k,2} I_2 - s_{k,1} I_1) + (s_{\eta,2} I_2 - s_{\eta,1} I_1) \quad [5]$$

où : $s_{k,1}$ et $s_{k,2}$ se réfèrent aux pondérations d'inégalité du facteur k, respectivement, pour les périodes 1 et 2. De ce fait, la variation d'inégalité en pourcentage est donnée par [6].

$$\prod_K(I) = (s_{k,2} I_2 - s_{k,1} I_1)/(I_2 - I_1), \text{ avec : } \sum_k \Pi_k(I) + \Pi_\eta(I) = 1 \quad [6]$$

[11] On peut aussi écrire : $s_k = cov(Y^k,Y)/\sigma^2(Y) = r_k c_k/c$, où $r_k$ est le coefficient de corrélation avec le revenu ou les dépenses totales, et $c_k$ et c les erreurs type, respectivement, de la keme composante et du revenu total.

[12] $s_\eta = cov(s_\eta,Y)/\sigma^2(Y) = 1 - R^2$ et $\sum s_k + s_\eta = 1$. Ajoutons que, dans ce cadre analytique, le terme constant ne contribue pas à l'inégalité : $cov(\delta, Y) = 0$.

[13] Wan (2002) considère qu'il est incorrect d'éliminer le rôle du résidu et du terme constant, et propose une procédure pour en tenir compte.

**Tableau 1 : Mesures d'inégalité des dépenses par tête selon le milieu et l'année, et décomposition de l'indice de Gini – Burkina Faso 1994-98**

| Année/milieu | 1994-95[9] | | | 19989 | | | Variation 1998/1994-95 (%) | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Indice | Rural | Urbain | Ensemble | Rural | Urbain | Ensemble | Rural | Urbain | Ensemble |
| **Mesures d'inégalité** | | | | | | | | | |
| Coefficient de Gini[1] | 0,458 | 0,506 | 0,534 | 0,427 | 0,541 | 0,530 | -6,8 | 6,9 | -0,7 |
| | (0,012) | (0,012) | (0,008) | (0,008) | (0,017) | (0,009) | | | |
| Indice d'Atkinson[2] | 0,182 | 0,211 | 0,239 | 0,159 | 0,248 | 0,241 | -12,6 | 17,5 | 0,8 |
| | (0,011) | (0,010) | (0,008) | (0,007) | (0,018) | (0,011) | | | |
| Indices d'entropie : | | | | | | | | | |
| *Déviation log. moyenne*[3] | 0,352 | 0,445 | 0,484 | 0,307 | 0,512 | 0,477 | -12,8 | 15,1 | -1,4 |
| | (0,020) | (0,201) | (0,015) | (0,012) | (0,034) | (0,018) | | | |
| *Theil*[4] | 0,469 | 0,506 | 0,616 | 0,397 | 0,646 | 0,652 | -15,4 | 27,7 | 5,8 |
| | (0,039) | (0,033) | (0,027) | (0,021) | (0,075) | (0,048) | | | |
| Coefficient. de variation[5] | 1,513 | 1,436 | 1,773 | 1,314 | 1,994 | 2,190 | -13,2 | 38,9 | 23,5 |
| | (0,119) | (0,092) | (0,089) | (0,062) | (0,285) | (0,281) | | | |
| Variance logarithmique[6] | 0,658 | 0,981 | 0,974 | 0,576 | 1,091 | 0,927 | -12,5 | 11,2 | -4,8 |
| | (0,032) | (0,044) | (0,029) | (0,021) | (0,059) | (0,028) | | | |
| Variance des logarithmes[7] | 0,534 | 0,784 | 0,740 | 0,482 | 0,828 | 0,699 | -9,7 | 5,6 | -5,5 |
| | (0,018) | (0,026) | (0,016) | (0,013) | (0,027) | (0,014) | | | |
| Ecart moyen relatif[8] | 0,669 | 0,742 | 0,802 | 0,616 | 0,801 | 0,795 | -7,9 | 8,0 | -0,9 |
| | (0,009) | (0,013) | (0,008) | (0,007) | (0,092) | (0,006) | | | |
| **Décomposition de Gini : rural-urbain[10]** | | | | | | | | | |
| Inégalité intra-groupes | - | - | 0,464 | - | - | 0,477 | - | - | 2,8 |
| Stratification | - | - | -0,071 | | | -0,085 | - | - | 19,7 |
| Inégalité inter-groupes | - | - | 0,141 | | | 0,138 | - | - | -2,1 |

(1) Calculé avec le paramètre ρ = 2, donnant des pondérations égales à toutes les distances (p-L(p)), où L(p) = courbe de Lorenz et p = percentile des ménages ; (2) L'indice d'Atkinson est évalué à partir d'une fonction de bien-être social n'attribuant pas d'importance au rang des dépenses par tête – ρ = 1 –, mais considérant qu'un accroissement du niveau de vie des pauvres est plus souhaitable qu'une augmentation de celui des riches – ϵ>1, soit 0,5 dans ce cas ; (3) I(θ) = I(0) ; (4) I(θ) = I(1) ; (5) Si I(θ) = I(2), on obtient la moitié du coefficient de variation au carré. Le coefficient de variation est égal au rapport entre l'écart type des dépenses par tête et la moyenne de ces dernières ; (6) $\int_0^1 (\ln Q(p) - \ln \mu)^2 dp$ ; où μ représente les dépenses moyennes par tête ; (7) $\int_0^1 [\ln Q(p) - \int_0^1 \ln Q(p)\, dp]^2 dp$ ; (8) Moyenne de l'écart absolu par rapport aux dépenses par tête moyennes, normalisée par les dépenses par tête moyennes ; (9) Entre parenthèses, l'écart type ; (10) La décomposition est fondée sur Yitzhaki et Lerman (1991).
*Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 1998.*

Ainsi, l'équation [6] suggère explicitement que la contribution d'un facteur k à la variation de l'inégalité entre deux dates dépend de la manière dont cette dernière est appréhendée. Par ailleurs, compte tenu de l'équation [3], il est possible d'expliquer, pour tout $s_k$, dans quelle mesure les sources de variation sont imputables à la modification des coefficients, à la variation de l'inégalité inhérente aux variables explicatives, ou aux changements de corrélation entre ces dernières et le revenu ou les dépenses (Fields et Yoo 2000).

Dans la présente étude, les équations du niveau de vie des ménages, indiquées par [1], sont estimées pour chacune des années des enquêtes prioritaires, et selon les milieux rural et urbain[14]. Ainsi, on suppose, a priori, que les rendements des caractéristiques des ménages sont différents dans les zones rurale et urbaine, et pour chacune des années. La variable dépendante se réfère aux dépenses nominales par tête des ménages. En fait, l'option analytique quant à la décomposition de l'inégalité, précédemment décrite, dépend fortement de la forme des équations de régression. Pour cette raison, la variable dépendante est exprimée successivement sous forme logarithmique et non logarithmique, afin de tester la sensibilité de la décomposition de l'inégalité à la forme du modèle. Les variables indépendantes, quasi-identiques pour les secteurs rural et urbain, prennent en considération : (i) le niveau d'instruction du chef de ménage – base = sans instruction – et les années d'instruction des autres membres adultes du ménage ; (ii) l'âge, le sexe – base = féminin –, le statut matrimonial du chef de ménage – non marié = base –, et l'appartenance ethnique – base = Mossi et assimilés ; (iii) le type de ménage – base = monoparental – et la démographie du ménage : nombre de personnes selon la classe d'âge ; (iv) la proportion de personnes employées dans le ménage ; (v) le statut du chef de ménage sur le marché du travail – base = salarié protégé –, les catégories étant légèrement différenciées selon les milieux urbain et rural pour tenir compte de leurs spécificités ; (vi) la région – base = Ouest – ou le type d'agglomération – base =

[14] Cette approche suit Lachaud (2003).

autres villes –, respectivement, pour les milieux rural et urbain ; (vii) le statut de migrant à la recherche de travail ou de terre pour le chef de ménage ; (viii) l'existence de transferts.

Il est à remarquer que cette modélisation des déterminants du niveau de vie – ou de la pauvreté – est considérablement simplifiée par rapport à d'autres approches qui ont pu être menées sur ce sujet (Coulombe et McKay 1996 ; Lachaud 1999). En particulier, la participation du chef de ménage au marché du travail est considérée comme exogène. En d'autres termes, l'appartenance à un groupe socio-économique donné est un déterminant potentiel majeur du niveau de vie, alors qu'il est probablement plus réaliste de supposer que les segments du marché du travail reflètent un équilibre au niveau du ménage entre l'offre de travail – via les décisions de consommation – et la demande de travail – via les décisions de production. En fait, cette formalisation simplifiée est, en partie, dictée par la nécessité de comparer les informations dans le temps – donc de spécifier la même structure des équations de régression selon les années.

## 2. Les sources statistiques

L'étude utilise les bases de données des deux enquêtes prioritaires, exécutées par l'Institut national de la statistique et de la démographie (Institut national de la statistique et de la démographie 1996a, 1996b).

La première enquête prioritaire du Burkina Faso a été effectuée entre octobre 1994 et janvier 1995. Il s'agit d'une enquête nationale réalisée auprès de 8 700 ménages, ayant pour base de sondage – stratifié à deux degrés – l'enquête démographique de 1991. Les informations utilisées proviennent uniquement du questionnaire relatif aux ménages, ce dernier comprenant les informations suivantes : renseignements sur le chef de ménage, composition démographique du ménage, santé, éducation – 6 ans et plus –, emploi – principal, secondaire et précédent pour les personnes âgées de 10 ans et plus –, logement et confort, bétail et exploitation agricole, entreprises et activités non agricoles, accès aux services de base – école primaire et secondaire, centre de santé et marché –, dépenses, revenus et avoirs du ménage. Il est à remarquer que cette investigation statistique comporte quelques incertitudes statistiques et méthodologiques, mises en évidence lors des premières analyses de ces informations (Lachaud 1997)[15]. En outre, la recherche mobilise les bases de données de la seconde enquête prioritaire, réalisée entre mai et août 1998 auprès de 8 478 ménages. Cette dernière présente les mêmes caractéristiques que la précédente.

Par ailleurs, dans la mesure où la modélisation du niveau de vie est effectuée par rapport au ratio de bien-être, l'étude s'appuie sur les lignes de pauvreté élaborées par l'Institut national de la statistique et de la démographie, estimées selon la méthode du coût des besoins de base : 41 099 et 72 690 F.Cfa par tête et par an, respectivement, pour 1994-95 et 1998. En fait, bien que ces deux seuils de pauvreté soient censés traduire le même coût réel d'acquisition du même panier de biens définis en 1994, en pratique, quelques incertitudes pourraient prévaloir, notamment dans l'optique de l'analyse de la dynamique de la pauvreté. Tout d'abord, les données ayant été collectées à des périodes différentes – post-récolte en octobre-février 1994-95, et période de soudure en mai-août 1998 –, l'interférence des variations de la consommation et des prix peut affecter la solidité des comparaisons. Ensuite, la plus grande désagrégation des biens de consommation lors de la seconde enquête – 46 à 65 entre les deux investigations – pourrait induire une dépense agrégée des ménages supérieure, et introduire un biais de comparaison, sauf si l'analyse est centrée sur les aspects de la distribution du bien-être. Enfin, la part de la consommation non alimentaire n'a pas été estimée à l'aide d'une procédure économétrique, mais en appliquant un cœfficient relatif à la part des dépenses non alimentaires des ménages les plus pauvres. Dans ces conditions, l'évaluation des dépenses de 1994-95 aux prix de 1998, en utilisant le déflateur des lignes de pauvreté, n'est pas sans risque.

## *3. Les déterminants du niveau de l'inégalité du bien-être*

Les déterminants du niveau de l'inégalité du bien-être sont appréhendés successivement pour les milieux rural et urbain. A cet égard, les tests de Chow, affichés aux tableaux A1 et A2, en annexe, montrent que les coefficients des équations du niveau de vie sont statistiquement différents entre 1994-95 et 1998 – quelle que

[15] Quelques exemples permettent de fixer les idées. Premièrement, des imprécisions conceptuelles accroissent l'incertitude quant à la solidité des résultats obtenus. Ainsi, le statut des individus sur le marché du travail a été principalement déterminé par les enquêtés, ce qui peut engendrer quelques confusions. Deuxièmement, l'évaluation des revenus, notamment pour les travailleurs indépendants, est incertaine. Troisièmement, malgré la richesse des informations collectées, certaines dimensions des marchés du travail peuvent difficilement être appréhendées : mobilité professionnelle des individus – absence d'identification du premier emploi –, stratification et profil de l'emploi indépendant – absence du niveau de capitalisation –, chômage de longue durée et chômage marginal.

soit la forme fonctionnelle de ces dernières –, tant pour le milieu rural que pour les zones urbaines. Par exemple, dans le cas de la version logarithmique, la valeur de la statistique de Chow est de 7,761 et 10,665, respectivement, pour les milieux rural et urbain, et le seuil de signification est de 0,000[16].

## 1. Le milieu rural

L'analyse des déterminants du *niveau* de l'inégalité du bien-être des ménages dans le milieu rural conduit à présenter deux séries d'observations.

*En premier lieu*, bien que l'étude concerne les sources de l'inégalité du bien-être, quelques aspects relatifs aux déterminants de ce dernier pour chaque période doivent être préalablement soulignés. Le tableau A1, en annexe, affiche les coefficients de régression par les moindres carrés des déterminants du niveau de vie des ménages ruraux, ce dernier étant modélisé successivement sous forme logarithmique et non logarithmique[17]. Les résultats de ces deux formes fonctionnelles étant assez proches, les commentaires son relatifs aux équations du logarithme du niveau de vie.

L'instruction du chef de ménage et des autres membres adultes du groupe influence la consommation par tête des ménages. Certes, au Burkina Faso, l'accès à l'instruction demeure limité en milieu rural[18]. Néanmoins, les ménages dont le chef a le niveau d'éducation secondaire ont des dépenses par tête largement supérieures à ceux qui sont dirigés par un individu sans instruction. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, en 1994-95, les dépenses par tête des premiers sont 73,9 pour cent plus élevées que celles des groupes gérés par une personne sans instruction. En fait, cet écart semble s'être légèrement accentué en 1998 – 77,7 pour cent. Une remarque analogue prévaut lorsque l'on compare les ménages gérés par un individu ayant le niveau d'instruction du supérieur. En ce qui concerne la démographie des chefs de ménage, si l'âge n'est pas significatif pour 1994-95, la thèse de l'avantage comparatif de bien-être des ménages masculins, par rapport aux ménages féminins, semble accréditée. Toutefois, l'analyse économétrique confirme la plus grande progression du niveau de vie des femmes au cours de la période. En effet, alors qu'en 1994-95 les ménages masculins avaient un niveau de vie supérieur de 32,6 pour cent à ceux des ménages féminins, en 1998 l'écart s'est réduit à 13,1 pour cent, toutes choses égales par ailleurs[19].

La démographie du ménage joue un rôle important en termes de consommation par tête. Le tableau A1 indique que le nombre d'enfants de moins de 5 ans et de 5-14 ans est significativement et inversement corrélé au niveau de vie du ménage, et l'effet est décroissant. Un tel résultat, déjà mis en évidence pour le Burkina Faso (Lachaud 1999) et d'autres pays d'Afrique et d'Asie (Wodon 2000), prévaut pour 1994-95 et 1998, bien que l'effet taille des enfants de 5-14 ans apparaisse plus élevé pour cette dernière année. Notons également que, pour 1998, l'effet taille des adultes est significatif et négatif. A cet égard, le paramètre lié au type de ménage capte probablement une partie de cet effet, puisque les groupes non-monoparentaux – nucléaires et élargis – sont relativement défavorisés en termes des dépenses per capita par rapport aux groupes monoparentaux.

Le tableau A1 souligne que l'accès à l'emploi des chefs de ménage rehausse le niveau de vie du groupe, surtout pour les ménages ayant à leur tête un salarié protégé. Par exemple, en 1994-95, la consommation par tête des ménages dont le chef était salarié protégé ou indépendant non agricole était supérieure de 48,4 pour cent à celle de ceux ayant à leur tête un chômeur ou un inactif. Mais, ce sont les ménages gérés par un agriculteur de subsistance qui ont le plus faible niveau de bien-être relatif – -52,7 pour cent en 1994-95 par rapport aux salariés protégés –, alors que les salariés concurrentiels et les travailleurs indépendants non agricoles ont une position intermédiaire – -30 pour cent environ. Cependant, des changements semblent s'être produits en 1998. D'une part, les gains relatifs en termes de consommation par tête des ménages des salariés non protégés se sont considérablement amenuisés, et leur déficit de bien-être par rapport aux ménages de salariés protégés a augmenté de plus de 50 pour cent – -46,2 pour cent. Une tendance analogue, mais de moindre ampleur, prévaut pour les travailleurs indépendants non agricoles et les chômeurs. En fait, l'importance de ces derniers est assez faible en milieu rural. Quoiqu'il en soit, la précarité croissante du statut du travail salarié non protégé apparaît

[16] Dans le cas où la variable dépendante se réfère aux dépenses par tête, la statistique de Chow est, respectivement, de 35,211 et 27,812, au seuil de 0,000.

[17] Les commentaires s'appuient, en partie, sur Lachaud (2003a).

[18] Par exemple, 3,1 pour cent des chefs de ménage ruraux ont acquis au moins le niveau d'instruction du secondaire.

[19] Le tableau A1 met également en évidence l'importance du statut matrimonial et le type de ménage – les ménages dont le chef est marié ou gère un groupe monoparental ont un niveau de bien-être supérieur. Ajoutons que l'appartenance ethnique n'apparaît plus comme un déterminant du niveau de vie en 1998, alors qu'en 1994-95 l'avantage des Mossi sur les groupes Dioula et assimilés, et Peulh, était de 11 à 15 pour cent.

**Tableau 2 : Décomposition et variation de l'inégalité du niveau de vie des ménages *ruraux* – Burkina Faso 1994-98[1]**

| Paramètre | *Décomposition du* niveau *de l'inégalité* | | | | *Décomposition de la* variation *de l'inégalité : 1998/1994-95* | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1994-95 | | 1998 | | Gini | | Theil[13] | | Variance log. | |
| Variable | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* |
| **Instruction du chef[3]** | | | | | | | | | | |
| Primaire | 0,004* | *0,002** | 0,004* | *0,002** | 0,010* | *0,002** | 0,007* | *0,002** | 0,007* | *0,002** |
| Secondaire | 0,007* | *0,016** | 0,042* | *0,083** | -0,471* | *-0,904** | -0,184* | *-0,352** | -0,236* | *-0,453** |
| Supérieur | 0,052* | *0,160** | 0,009* | *0,041** | 0,645* | *1,810** | 0,289* | *0,821** | 0,355* | *1,002** |
| **Inst. autres membres[4]** | | | | | | | | | | |
| Années | 0,050* | *-0,004* | 0,016* | *0,002* | 0,516* | *-0,087* | 0,236* | *-0,037* | 0,288* | *-0,046* |
| (Années)² | -0,016* | *0,014* | -0,009* | *-0,002* | -0,109* | *0,237* | -0,053* | *0,103* | -0,063* | *0,128* |
| **Démographie du chef** | | | | | | | | | | |
| Age | 0,015 | *0,003* | 0,040* | *0,029** | -0,331 | *-0,365* | -0,123 | *-0,144* | -0,161 | *-0,185* |
| (Age)²/100 | -0,002 | *0,001* | -0,025* | *-0,020** | 0,319 | *0,284* | 0,127 | *0,114* | 0,162 | *0,145* |
| Sexe | -0,007* | *-0,006** | -0,005* | *-0,008** | -0,037* | *0,021** | -0,019* | *0,005** | -0,022* | *0,008** |
| Marié | -0,005* | *-0,005* | -0,005** | *0,003* | 0,001* | *-0,111* | -0,002* | *-0,047* | -0,002* | *-0,059* |
| **Ethnicité[5]** | | | | | | | | | | |
| Dioula et ass. | -0,005* | *-0,002** | 0,000 | *0,002** | -0,077 | *-0,053** | -0,034 | *-0,023** | -0,042 | *-0,028** |
| Peulh | 0,002* | *0,001** | 0,000 | *0,000* | 0,025 | *0,020* | 0,011 | *0,009* | 0,014 | *0,011* |
| **Type de ménage[6]** | | | | | | | | | | |
| Nucléaire | 0,002* | *0,028** | -0,007* | *0,008** | 0,129* | *0,304** | 0,053* | *0,138** | 0,066* | *0,169** |
| Elargi | 0,031* | *0,041** | 0,041* | *0,046** | -0,100* | *-0,020** | -0,021* | *0,017** | -0,036* | *0,010** |
| **Démographie ménage** | | | | | | | | | | |
| Nombre < 5 ans | 0,066* | *0,025** | 0,058* | *0,026** | 0,168* | *0,009** | 0,107* | *0,019** | 0,118* | *0,017** |
| (Nombre < 5 ans)² | -0,022* | *-0,008** | -0,025* | *-0,012** | 0,009* | *0,036** | -0,010* | *0,009** | -0,006* | *0,014** |
| Nombre 5-14 ans | 0,087* | *0,032** | 0,137* | *0,047** | -0,599* | *-0,179** | -0,187* | *-0,052** | -0,262* | *-0,076** |
| (Nombre 5-14 ans)² | -0,025* | *0,010** | -0,058* | *-0,020** | 0,426* | *0,423** | 0,155* | *0,175** | 0,205* | *0,221** |
| Nombre 15-60 ans | -0,004 | *-0,014** | 0,042* | *0,009* | -0,638 | *-0,335* | -0,258 | *-0,142* | -0,327 | *-0,178* |
| (Nombre 15-60 ans)² | -0,002 | *-0,005*** | -0,024* | *-0,006* | 0,295 | *0,017* | 0,117 | *0,004* | 0,149 | *0,006* |
| Nombre >60 ans | 0,003 | *0,000* | 0,003 | *0,001* | 0,007 | *-0,002* | 0,004 | *-0,001* | 0,005 | *-0,001* |
| Nombre >60 ans)² | -0,001 | *-0,001* | 0,000 | *0,000* | -0,016 | *-0,007* | -0,007 | *-0,003* | -0,009 | *-0,004* |
| **Migrant[7]** | 0,002* | *0,000*** | 0,000 | *0,000* | 0,038 | *0,002* | 0,017 | *0,001* | 0,020 | *0,001* |
| **Transferts[8]** | 0,003* | *0,015** | 0,001 | *0,000* | 0,034 | *0,217* | 0,015 | *0,096* | 0,019 | *0,118* |
| **Proportion emp./ménage** | 0,056* | *0,046** | 0,025* | *0,024** | 0,473* | *0,358** | 0,223* | *0,171** | 0,268* | *0,205** |
| **Statut du travail[9]** | | | | | | | | | | |
| Salarié non protégé | -0,007* | *0,011* | -0,008* | *-0,013** | 0,009* | *0,336* | 0,000* | *0,141* | 0,001* | *0,177* |
| Indépendant non agricole | -0,015* | *-0,013* | -0,015* | *-0,027** | -0,010* | *0,181* | -0,013* | *0,065* | -0,012* | *0,086* |
| Agriculteur de rente | -0,004* | *0,001** | -0,009* | *0,001** | 0,068* | *0,009** | 0,025* | *0,004** | 0,033* | *0,005** |
| Agriculteur de subsistance | 0,097* | *0,105** | 0,106* | *0,164** | -0,033* | *-0,714** | 0,045* | *-0,223** | 0,031* | *-0,313** |
| Chômeur | 0,007* | *0,005** | -0,003* | *-0,010** | 0,155* | *0,214** | 0,066* | *0,089** | 0,083* | *0,112** |
| **Région[10]** | | | | | | | | | | |
| Nord-Ouest | -0,003* | *0,000* | 0,002* | *0,000** | -0,074* | *-0,007* | -0,032* | *-0,003* | -0,039* | *-0,004* |
| Sahel | 0,001* | *0,000* | 0,000 | *0,000* | 0,012 | *0,000* | 0,005 | *0,000* | 0,006 | *0,000* |
| Est | 0,008* | *0,002** | 0,000 | *0,000* | 0,121 | *0,025* | 0,053 | *0,011* | 0,065 | *0,014* |
| Sud-Ouest | 0,002* | *0,001** | 0,000* | *0,001** | 0,033* | *0,009** | 0,014* | *0,004** | 0,018* | *0,005** |
| Centre-Nord | 0,001* | *0,001** | 0,001* | *0,002*** | -0,004* | *-0,004** | -0,001* | *-0,001** | -0,002* | *-0,001** |
| Centre-Ouest | -0,001* | *-0,001* | 0,000 | *0,001* | -0,021 | *-0,021* | -0,009 | *-0,009* | -0,011 | *-0,011* |
| Centre | -0,002* | *0,000* | 0,001* | *0,000* | -0,045* | *-0,004* | -0,019* | *-0,002* | -0,024* | *-0,002* |
| Nord | 0,019* | *0,003** | 0,005* | *0,002*** | 0,212* | *0,015** | 0,096* | *0,008** | 0,118* | *0,009** |
| Centre-Est | 0,000* | *0,001** | 0,005* | *0,002** | -0,061* | *-0,013** | -0,024* | *-0,005** | -0,031* | *-0,007** |
| **Résidu** | 0,605 | *0,535* | 0,655 | *0,624* | -0,078* | *-0,704* | 0,331* | *0,039* | 0,257* | *-0,097* |
| **Somme** | 1,000 | *1,000* | 1,000 | *1,000* | 1,000 | *1,000* | 1,000 | *1,000* | 1,000 | *1,000* |

(1) La variable dépendante est le log du niveau de vie des ménages – log du ratio de bien-être, c'est-à-dire du rapport entre les dépenses nominales par tête et le seuil de pauvreté ; ménages dont le chef a au moins 15 ans ; consommation réelle par tête des ménages positive ; (2) Probabilité « two-tailed » que le cœfficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Base = sans instruction ; (4) Sauf le chef ; (5) Mossi et assimilés ; (6) Base = monoparental ; (7) Migrants à la recherche de travail ou de terres cultivables ; (8) Oui =1 ; (9) Base =salarié protégé ; (10) Base = autres villes pour l'urbain, et Ouest pour le rural ; (11) Chômeur et inactif ; (12) Ensemble des agriculteurs ; (13) I(θ) = I(1).
Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.
*Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 1998.*

à nouveau. D'autre part, les agriculteurs de rente semblent avoir amélioré leur position économique vis-à-vis de ceux qui pratiquent l'agriculture de subsistance, l'avantage relatif des premiers, comparativement aux seconds, étant passé de 10 à 20 pour cent entre 1994-95 et 1998. Ce résultat est à rapprocher de la stabilisation de la pauvreté dans les régions de l'Ouest où prédomine l'agriculture de rente.

Dans ce contexte, on observe que la proportion d'employés par ménage est directement corrélée à la consommation par tête des groupes, une augmentation du taux d'emploi de 10 pour cent dans les ménages induisant une élévation du niveau de vie de 4,7 pour cent en 1994-95, mais seulement de 2,2 pour cent en 1998.

**Tableau 3 : Décomposition et variation de l'inégalité du niveau de vie des ménages *ruraux* par groupe de variables explicatives – Burkina Faso 1994-98[1]**

| Paramètre | *Décomposition du* niveau *de l'inégalité* | | | | *Décomposition de la* variation *de l'inégalité : 1998/1994-95* | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1994-95 | | 1998 | | Gini | | Theil | | Variance log. | |
| Variable | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* |
| Instruction du chef | 0,064 | *0,178* | 0,055 | *0,125* | 0,185 | *0,909* | 0,112 | *0,470* | 0,126 | *0,551* |
| Inst. autres membres | 0,034 | *0,010* | 0,007 | *0,000* | 0,408 | *0,151* | 0,183 | *0,066* | 0,224 | *0,082* |
| Démographie du chef | 0,002 | *-0,007* | 0,006 | *0,005* | -0,048 | *-0,171* | -0,018 | *-0,073* | -0,024 | *-0,091* |
| Ethnicité | -0,003 | *-0,001* | 0,000 | *0,002* | -0,053 | *-0,034* | -0,023 | *-0,014* | -0,028 | *-0,018* |
| Type de ménage | 0,033 | *0,069* | 0,033 | *0,053* | 0,029 | *0,285* | 0,031 | *0,155* | 0,031 | *0,179* |
| Démographie ménage | 0,101 | *0,039* | 0,133 | *0,045* | -0,347 | *-0,038* | -0,079 | *0,008* | -0,128 | *0,000* |
| Migrant | 0,002 | *0,000* | 0,000 | *0,000* | 0,038 | *0,002* | 0,017 | *0,001* | 0,020 | *0,001* |
| Transferts | 0,003 | *0,015* | 0,001 | *0,000* | 0,034 | *0,217* | 0,015 | *0,096* | 0,019 | *0,118* |
| Proportion emp./ménage | 0,056 | *0,046* | 0,025 | *0,024* | 0,473 | *0,358* | 0,223 | *0,171* | 0,268 | *0,205* |
| Statut du travail | 0,079 | *0,109* | 0,071 | *0,115* | 0,189 | *0,026* | 0,123 | *0,076* | 0,135 | *0,067* |
| Région | 0,025 | *0,006* | 0,014 | *0,007* | 0,172 | *-0,001* | 0,084 | *0,003* | 0,100 | *0,002* |
| Résidu | 0,605 | *0,535* | 0,655 | *0,624* | -0,078 | *-0,704* | 0,331 | *0,039* | 0,257 | *-0,097* |
| **Somme** | 1,000 | *1,000* | 1,000 | *1,000* | 1,000 | *1,000* | 1,000 | *1,000* | 1,000 | *1,000* |

(1) Ce tableau fait la somme des résultats du tableau 2 par groupe de variables. Voir le tableau 2 pour la configuration des variables.
*Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 1998 (tableau 2).*

En fait, dans le milieu rural, beaucoup de membres du ménage sont des aides familiaux qui ne contribuent que marginalement au bien-être du groupe. Le tableau A1 permet d'observer que l'existence de transferts n'a plus d'effet sur le niveau de vie en 1998, tout comme le fait pour le chef de ménage d'être migrant à la recherche d'un travail ou de terres. L'atténuation de l'importance des transferts en provenance de Côte d'Ivoire et la montée du chômage urbain ont un rapport avec de tels résultats.

L'effet de la localisation des ménages est intéressant à souligner. En 1994-95, toutes choses étant égales par ailleurs, la consommation par tête des ménages localisés dans la région de l'Ouest était significativement supérieure à celle des ménages résidant dans toutes les autres régions, excepté le Sud-Ouest. A cet égard, le Nord et l'Est avaient un niveau de vie inférieur de l'ordre de 30 pour cent par rapport à l'Ouest, tandis que le désavantage des autres régions était d'environ 15 pour cent. Or, en 1998, le désavantage par rapport à l'Ouest des régions de l'Est, du Sahel et du Centre-Ouest n'est plus statistiquement significatif, tandis que celui du Nord a été réduit de plus de moitié, quatre régions où la pauvreté a significativement baissé au cours de la période. En outre, dans les trois régions où la pauvreté a augmenté, la baisse relative de bien-être s'est stabilisée – Centre-Nord et Centre – ou s'est accentuée – Centre-Est.

*En deuxième lieu*, le tableau 2, affichant la décomposition des sources de l'inégalité du bien-être pour chaque année, appelle plusieurs commentaires. Tout d'abord, indépendamment de l'année de l'enquête et du modèle pris en compte, le résidu explique la plus grande partie de l'inégalité du niveau de vie des ménages – colonnes 1 à 4. En effet, environ 60 pour cent des sources de l'inégalité pourraient être attribués à des facteurs non observés, des variables omises ou des erreurs de mesure. Cela signifie que, dans le milieu rural, le modèle sous-jacent ne met en relief aucune source d'inégalité quantitativement décisive. Néanmoins, parmi les facteurs significatifs, une hiérarchisation des sources de l'inégalité semble pouvoir être opérée[20]. A cet égard, on rappelle que $s_k$ indique la part de l'inégalité imputable au fait que $X_k$ est inégalement distribué parmi les ménages – équation [3][21]. Ainsi, le modèle logarithmique relatif à l'année 1998 montre que le statut d'agriculteur de subsistance du chef et le nombre d'enfants de 5-14 ans dans les ménages expliquent, respectivement, 10,6 et 7,9 pour cent de l'inégalité, c'est-à-dire plus de la moitié de la contribution des facteurs significatifs[22]. Ce résultat doit être relié au fait que le niveau de vie des groupes dont le chef est agriculteur de subsistance est le plus faible du milieu rural, et qu'il est inversement relié au nombre d'enfants de 5-14 ans dans le ménage. Par ailleurs, la contribution de ces deux facteurs s'est légèrement accrue entre 1994-95 et 1998, malgré quelques divergences selon le modèle retenu[23]. Ce dernier élément doit être souligné dès à présent, car il traduit probablement une

[20] L'analyse est menée par rapport aux coefficients significatifs du tableau A1, en annexe.

[21] De plus, lorsque $s_k$ est >0, le facteur k accroît l'inégalité, et inversement.

[22] Y compris l'effet quadratique. L'effet est décroissant pour la démographie des ménages.

[23] Par exemple, s'agissant du modèle logarithmique, la part de l'inégalité due aux agriculteurs de subsistance est passée de 9,7 à 10,6 pour cent entre 1994-95 et 1998. En ce qui concerne le modèle non logarithmique, les valeurs respectives sont de 10,5 et 16,4 pour cent.

sérieuse limite de l'option méthodologique de l'étude. Par exemple, en 1998, la part de l'inégalité due au nombre d'enfants de 5-14 ans est environ trois fois plus élevée avec le modèle logarithmique qu'avec le modèle non logarithmique – respectivement, 13,7 et 4,7 pour cent. Un deuxième groupe rassemble deux facteurs contribuant chacun à 5-6 pour cent de l'inégalité : le nombre d'enfants de moins de 5 ans, et l'instruction du chef de ménage, prise dans son ensemble, respectivement, 5,8 et 5,5 pour cent selon modèle logarithmique[24]. S'agissant de l'instruction, des écarts sensibles prévalent selon les années et le modèle économétrique utilisé. Par exemple, la formalisation logarithmique montre une forte contribution de l'enseignement supérieur à l'inégalité en 1994-95 – 5,2 pour cent –, contrairement à l'instruction secondaire – 0,7 pour cent. Or, en 1998, l'importance relative de ces contributions est quasiment inversée. De plus, comparativement au modèle logarithmique, l'estimation non logarithmique suggère que l'accès à l'instruction au-delà du primaire est un facteur beaucoup plus important d'inégalité du niveau de vie. Un dernier groupe réunit quatre facteurs ayant une part modeste – environ 3 à 4 pour cent selon le modèle logarithmique en 1998 – quant à l'explication de l'inégalité : l'âge du chef de ménage, la famille élargie, le nombre d'adultes de 15-60 ans, et la proportion de personnes employée dans le ménage. A cet égard, si peu d'écarts prévalent selon les modèles, des disparités d'évolution sont à noter entre les deux dates des enquêtes prioritaires. Par exemple, entre 1994-95 et 1998, l'effet du taux d'emploi par ménage s'est amenuisé, alors que l'inverse est observé en ce qui concerne le nombre d'adultes dans les groupes. Finalement, il est à remarquer que le rôle de la localisation régionale relative en termes d'inégalité du niveau de vie est peu important, bien que tous les coefficients soient positifs – par rapport à l'Ouest –, tout comme le fait, pour le chef de ménage, d'avoir eu accès à l'instruction primaire.

Le tableau 3 regroupe la contribution des différents facteurs selon l'équation [4]. En termes d'explication de l'inégalité du niveau de vie, le modèle logarithmique met en évidence, indépendamment de l'année considérée, la prééminence de la démographie des ménages, de l'instruction du chef et du statut du travail – respectivement, 13,3, 7,1 et 5,5 pour cent –, et, dans une moindre mesure, du type de ménages et du taux d'emploi dans ces derniers. Ces parts relatives ont peu varié au cours de la période, bien que le rôle de l'instruction et de l'emploi par ménage se soit atténué, contrairement au poids de la démographie de ce dernier. Le modèle non logarithmique confirme ces résultats, tout en rehaussant sensiblement le rôle de l'instruction et du statut du travail, et en réduisant l'impact de la démographie du ménage. Dans ce contexte, le tableau A3, en annexe, décompose la contribution de l'éducation secondaire et supérieure en ses diverses sous-composantes selon l'équation [3]. S'agissant de l'instruction secondaire, deux facteurs semblent avoir accru son importance relative en tant que source d'inégalité au cours de la période[25] : (i) une plus grande dispersion quant à l'accès à ce niveau d'enseignement, et ; (ii) une augmentation de la corrélation entre le log des dépenses par tête et l'instruction secondaire. Par contre, l'affaiblissement du poids relatif de l'enseignement supérieur, en tant que source d'inégalité, s'explique par l'évolution inverse des deux éléments précédemment indiqués, le rehaussement du rendement de ce niveau d'instruction étant assez faible.

## 2. Le milieu urbain

L'investigation en milieu urbain appelle également, successivement, une présentation des principaux déterminants du niveau de vie et une analyse des sources de l'inégalité.

*Premièrement*, les déterminants du niveau de vie dans les villes exhibent des ressemblances et des différences par rapport au milieu rural – tableau A2, en annexe. Comme précédemment, les enseignements des deux formes fonctionnelles étant assez proches, les observations s'appuient sur les équations du logarithme des dépenses par tête.

Tout d'abord, on observe un rôle beaucoup plus important de l'instruction du chef de ménage en 1998, par rapport à la fois au secteur urbain en 1994-95, et aux zones rurales de la même année. En 1998, l'effet de l'instruction primaire sur les dépenses par tête est deux fois plus important dans les villes, et les cœfficients pour l'enseignement supérieur, significatifs et positifs, sont plus élevés que pour le secteur rural. Il est vrai que la proportion des chefs de ménage ayant le niveau d'instruction primaire est de 19,3 pour cent dans les villes, contre moins de 5,4 pour cent dans les campagnes. En fait, dans les villes, les rendements relatifs à l'instruction ont considérablement augmenté entre 1994-95 et 1998, tant en ce qui concerne l'enseignement secondaire que le supérieur. Par exemple, alors qu'en 1994-95 les ménages dont le chef possédait le niveau de l'enseignement supérieur avaient des dépenses par tête supérieures de 96,2 pour cent à ceux qui étaient gérés par une personne sans instruction, en 1998, le gain relatif est de 222,4 pour cent. Pour le secondaire, les valeurs respectives sont

[24] Hors effet quadratique pour les enfants de moins de 5 ans.

[25] L'accroissement du rendement de l'instruction secondaire est aussi à noter.

**Tableau 4 : Décomposition et variation de l'inégalité du niveau de vie des ménages *urbains* – Burkina Faso 1994-98[1]**

| Paramètre | *Décomposition du* niveau *de l'inégalité* | | | | *Décomposition de la* variation *de l'inégalité : 1998/1994-95* | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Variable | 1994-95 | | 1998 | | Gini | | Theil[13] | | Variance log. | |
| | Log dép/ tête | Dépenses/ tête | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* |
| **Instruction du chef[3]** | | | | | | | | | | |
| Primaire | 0,004* | *-0,002** | -0,002* | *-0,002** | -0,089* | *-0,004** | -0,024* | *-0,002** | -0,056* | *-0,003** |
| Secondaire | 0,014* | *0,004** | 0,101* | *0,020** | 1,361* | *0,251** | 0,416* | *0,078** | 0,878* | *0,163** |
| Supérieur | 0,128* | *0,108** | 0,113* | *0,079** | -0,098* | *-0,337** | 0,060* | *-0,025** | -0,017* | *-0,177** |
| **Inst. autres membres[4]** | | | | | | | | | | |
| Années | 0,019 | *-0,036** | 0,004* | *0,002** | -0,207 | *0,563** | -0,049 | *0,143** | -0,126 | *0,348** |
| (Années)² | 0,052* | *0,075** | -0,003* | *-0,001** | -0,789* | *-1,096** | -0,199* | *-0,275** | -0,488* | *-0,676** |
| **Démographie du chef** | | | | | | | | | | |
| Age | -0,043 | *-0,067** | -0,098* | *-0,041* | -0,884 | *0,341* | -0,294 | *0,055* | -0,582 | *0,195* |
| (Age)²/100 | 0,066* | *0,059** | 0,092* | *0,036* | 0,480* | *-0,298* | 0,189* | *-0,048* | 0,332* | *-0,170* |
| Sexe | 0,003* | *0,003** | -0,001* | *0,000* | -0,050* | *-0,043* | -0,013* | *-0,011* | -0,031* | *-0,026* |
| Marié | 0,003 | *0,009** | -0,012* | *-0,002* | -0,240 | *-0,172* | -0,069 | *-0,045* | -0,152 | *-0,107* |
| **Ethnicité[5]** | | | | | | | | | | |
| Dioula et ass. | 0,000 | *0,000* | 0,000 | *-0,001* | -0,004 | *-0,021* | -0,001 | *-0,006* | -0,003 | *-0,014* |
| Peulh | 0,001* | *0,002* | 0,001** | *0,000* | -0,006* | *-0,028* | -0,001* | *-0,007* | -0,004* | *-0,017* |
| **Type de ménage[6]** | | | | | | | | | | |
| Nucléaire | 0,025* | *0,025** | 0,021* | *0,005** | -0,036* | *-0,271** | 0,007* | *-0,064** | -0,014* | *-0,165** |
| Elargi | 0,013* | *0,022** | 0,012* | *0,007** | 0,000* | *-0,222** | 0,009* | *-0,051** | 0,005* | *-0,134** |
| **Démographie ménage** | | | | | | | | | | |
| Nombre < 5 ans | 0,065* | *0,028** | 0,096* | *0,016** | 0,540* | *-0,150** | 0,207* | *-0,025** | 0,370* | *-0,086** |
| (Nombre < 5 ans)² | -0,024* | *-0,014** | -0,026* | *-0,006** | -0,052* | *0,105** | -0,032* | *0,022** | -0,042* | *0,063** |
| Nombre 5-14 ans | 0,096* | *0,057** | 0,100* | *0,028** | 0,162* | *-0,395** | 0,116* | *-0,078** | 0,138* | *-0,233** |
| (Nombre 5-14 ans)² | -0,040* | *-0,025** | -0,033* | *-0,012** | 0,067* | *0,167** | -0,008* | *0,032** | 0,029* | *0,098** |
| Nombre 15-60 ans | 0,017* | *0,006* | 0,062* | *0,014** | 0,705* | *0,131* | 0,222* | *0,043* | 0,458* | *0,086* |
| (Nombre 15-60 ans)² | -0,008** | *0,000* | -0,037* | *-0,007** | -0,460* | *-0,110* | -0,143* | *-0,033* | -0,298* | *-0,070* |
| Nombre >60 ans | 0,002 | *0,000* | 0,020* | *0,003* | 0,284 | *0,042* | 0,086 | *0,013* | 0,183 | *0,027* |
| Nombre >60 ans)² | -0,003 | *0,000* | -0,011* | *-0,001* | -0,128 | *-0,017* | -0,040 | *-0,005* | -0,083 | *-0,011* |
| **Migrant[7]** | 0,002 | *0,004** | 0,002 | *0,000* | 0,002 | *-0,053* | 0,002 | *-0,013* | 0,002 | *-0,032* |
| **Transferts[8]** | 0,002** | *0,000** | 0,000 | *0,000* | -0,023 | *-0,003* | -0,006 | *-0,001* | -0,014 | *-0,002* |
| **Proportion emp./ménage** | 0,021* | *0,018** | 0,023* | *0,013** | 0,058* | *-0,049** | 0,032* | *-0,002** | 0,044* | *-0,025** |
| **Statut du travail[9]** | | | | | | | | | | |
| Salarié non protégé | -0,005* | *-0,002** | -0,004* | *0,000** | -0,001* | *0,021** | -0,003* | *0,005** | -0,002* | *0,013** |
| Indépendant non agricole | 0,001* | *0,004** | 0,000 | *0,000* | -0,023* | *-0,056* | -0,006* | *-0,014* | -0,014* | *-0,035* |
| Agriculteur de rente/subsistance | 0,078* | *0,017** | 0,066* | *0,001*** | -0,101* | *-0,235** | 0,024* | *-0,058** | -0,037* | *-0,145** |
| Chômeur | 0,003* | *0,001** | 0,003* | *0,000* | -0,009* | *-0,016* | 0,000* | *-0,004* | -0,005* | *-0,010* |
| Inactif | 0,001* | *0,000* | 0,000* | *0,000* | -0,007* | *-0,002* | -0,002* | *-0,001* | -0,005* | *-0,001* |
| **Région[10]** | | | | | | | | | | |
| Ouagadougou - Bobo | 0,007* | *0,002* | -0,006* | *0,000* | -0,192* | *-0,033* | -0,052* | *-0,008* | -0,121* | *-0,021* |
| **Résidu** | 0,497 | *0,701* | 0,518 | *0,849* | 0,740 | *2,990* | 0,574 | *1,384* | 0,655 | *2,170* |
| **Somme** | 1,000 | *1,000* | 1,000 | *1,000* | 1,000 | *1,000* | 1,000 | *1,000* | 1,000 | *1,000* |

(1) La variable dépendante est le log du niveau de vie des ménages – ménages dont le chef a au moins 15 ans ; consommation réelle par tête des ménages positive ; (2) Probabilité « two-tailed » que le cœfficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Base = sans instruction ; (4) Sauf le chef ; (5) Mossi et assimilés ; (6) Base = monoparental ; (7) Migrants à la recherche de travail ou de terres cultivables ; (8) Oui = 1 ; (9) Base = salarié protégé ; (10) Base = autres villes pour l'urbain, et Ouest pour le rural ; (11) Chômeur et inactif ; (12) Ensemble des agriculteurs ; (13) I(θ) = I(1).

*Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 1998.*

de 51,5 et 92,6 pour cent. En outre, on observe que le cœfficient inhérent à l'instruction des autres membres du ménage s'est élevé en 1998.

Comme dans le secteur rural, en 1998, l'effet du sexe a décliné en milieu urbain, bien que l'avantage des ménages ayant à leur tête un homme prédomine toujours. Au cours de la période, l'avantage relatif de bien-être des ménages masculins est passé de 30,9 à 15,3 pour cent, tandis que les ménages urbains dont le chef est marié ont à présent un meilleur niveau de vie que ceux qui sont gérés par des personnes célibataires, veuves ou divorcées.

La démographie du ménage semble également un facteur important du niveau de vie en milieu urbain. Tout comme dans le secteur rural, le nombre d'enfants de moins de 5 ans et de 5-14 ans affecte négativement la consommation par tête, et l'impact du nombre d'adultes devient réellement significatif en 1994-95. De même, si l'influence de la dimension du ménage sur le niveau de vie de ce dernier est négative, l'effet est décroissant. Mais, dans le milieu urbain, deux différences apparaissent par rapport au secteur rural. D'une part, l'effet négatif du nombre d'enfants s'est nettement accentué en 1998 par rapport à 1994-95. D'autre part, en 1998, le poids des personnes de plus de 60 ans affecte positivement la consommation par tête des ménages – absence d'effet

**Tableau 5 : Décomposition et variation de l'inégalité du niveau de vie des ménages *urbains* par groupe de variables explicatives – Burkina Faso 1994-98[1]**

| Paramètre | *Décomposition du* niveau *de l'inégalité* | | | | *Décomposition de la* variation *de l'inégalité : 1998/1994-95* | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1994-95 | | 1998 | | Gini | | Theil | | Variance log. | |
| Variable | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* | Log dép/ tête | *Dépenses/ tête* |
| Instruction du chef[1] | 0,145 | *0,111* | 0,212 | *0,098* | 1,174 | *-0,090* | 0,452 | *0,051* | 0,805 | *-0,018* |
| Inst. autres membres | 0,071 | *0,039* | 0,002 | *0,002* | -0,996 | *-0,553* | -0,248 | *-0,132* | -0,614 | *-0,328* |
| Démographie du chef | 0,028 | *0,003* | -0,018 | *-0,008* | -0,693 | *-0,172* | -0,187 | *-0,049* | -0,434 | *-0,109* |
| Ethnicité | 0,001 | *0,002* | 0,001 | *-0,001* | -0,010 | *-0,049* | -0,002 | *-0,013* | -0,006 | *-0,031* |
| Type de ménage | 0,038 | *0,047* | 0,033 | *0,012* | -0,036 | *-0,493* | 0,016 | *-0,114* | -0,009 | *-0,300* |
| Démographie ménage | 0,105 | *0,053* | 0,170 | *0,035* | 1,118 | *-0,226* | 0,407 | *-0,030* | 0,755 | *-0,126* |
| Migrant | 0,002 | *0,004* | 0,002 | *0,000* | 0,002 | *-0,053* | 0,002 | *-0,013* | 0,002 | *-0,032* |
| Transferts | 0,002 | *0,000* | 0,000 | *0,000* | -0,023 | *-0,003* | -0,006 | *-0,001* | -0,014 | *-0,002* |
| Proportion emp./ménage | 0,021 | *0,018* | 0,023 | *0,013* | 0,058 | *-0,049* | 0,032 | *-0,002* | 0,044 | *-0,025* |
| Statut du travail | 0,078 | *0,020* | 0,064 | *0,000* | -0,141 | *-0,289* | 0,013 | *-0,072* | -0,062 | *-0,178* |
| Ouagadougou-Bobo | 0,007 | *0,002* | -0,006 | *0,000* | -0,192 | *-0,033* | -0,052 | *-0,008* | -0,121 | *-0,021* |
| Résidu | 0,497 | *0,701* | 0,518 | *0,849* | 0,740 | *2,990* | 0,574 | *1,384* | 0,655 | *2,170* |
| **Somme** | 1,000 | *1,000* | 1,000 | *1,000* | 1,000 | *1,000* | 1,000 | *1,000* | 1,000 | *1,000* |

(1) Ce tableau fait la somme des résultats du tableau 4 par groupe de variables. Voir le tableau 4 pour la configuration des variables.
*Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 1998 (tableau 4).*

significatif en 1994-95 en milieu urbain –, alors que leur proportion est deux fois moins élevée que dans les campagnes[26].

Par ailleurs, il est intéressant de remarquer que, dans le secteur urbain, comme dans le secteur rural, le taux d'emploi par ménage affecte positivement et significativement le niveau de vie des groupes. Cet effet s'est d'ailleurs stabilisé dans les zones urbaines au cours de la période, ce qui peut laisser supposer que les conditions du marché du travail en milieu urbain ne se sont pas réellement améliorées. Cette observation est à relier au fait, qu'en 1998, la situation des ménages gérés par un salarié concurrentiel s'est dégradée. La perte de bien-être par rapport aux ménages ayant à leur tête un salarié protégé est passée de 13,8 à 17,0 pour cent. Mais, les ménages gérés par un inactif ont vu leur situation relative s'améliorer, un résultat qui est cohérent avec la baisse constatée de la pauvreté pour ces groupes. Par contre, la situation relative des ménages ayant à leur tête un chômeur ne s'est pas détériorée, ce qui n'exclut pas une aggravation de la pauvreté, comme cela a été montré au tableau 5.2

Le tableau A2, en annexe, montre aussi que la localisation spatiale urbaine des ménages est un déterminant important de la consommation par tête et de la pauvreté. Mais, contrairement à ce qui prévalait en 1994-95, toutes choses égales par ailleurs, en 1998, le fait de résider dans les deux grandes villes burkinabè procure une consommation par tête 12,2 pour cent *moins élevée* que dans les centres secondaires. En 1994-95, cet écart était de 8,7 pour cent en faveur de la capitale. Bien que ce résultat puisse paraître paradoxal, il est à relier au fait que la pauvreté s'est stabilisée dans les petites villes, alors qu'elle a significativement crû dans les grands centres urbains.

*Deuxièmement*, la décomposition des sources de l'inégalité du niveau de vie urbain, présentée au tableau 4, suggère plusieurs observations. Tout d'abord, pour les deux années des enquêtes, le modèle logarithmique explique environ la moitié de l'inégalité du niveau de vie des ménages – colonnes 1 et 3. Par contre, s'agissant du modèle non logarithmique, le résidu varie de 70 et 85 pour cent, ce qui signifie que, en milieu urbain, les sources de l'inégalité captées par cette forme fonctionnelle sont essentiellement attribuées à des facteurs non observés, des variables omises ou des erreurs de mesure. Dans ces conditions, les commentaires seront prioritairement effectués par rapport au modèle logarithmique.

Parmi les facteurs significatifs, une classification de l'importance relative des sources de l'inégalité peut être opérée. Ainsi, le modèle logarithmique, inhérent à 1998, met en relief deux sources majeures d'inégalité du bien-être. D'une part, les niveaux d'instruction secondaire et supérieure du chef de ménage expliquent – de manière quasi-égalitaire – 21,4 pour cent des disparités du niveau de vie, c'est-à-dire un peu plus des deux cinquièmes de la proportion attribuée aux différents régresseurs. A cet égard, il apparaît que la part de l'inégalité due à l'instruction secondaire a considérablement augmenté entre 1994-95 et 1998 – 1,4 à 10,1 pour cent –, alors que celle liée aux études supérieures est demeurée relativement stable. Le tableau A3, en annexe, montre que

[26] La variable liée au type de ménage capte, comme dans le secteur rural, une partie de l'effet taille. Les ménages nucléaires et élargis ont une consommation par tête plus faible, comparativement aux groupes monoparentaux, bien que l'effet se soit sensiblement amenuisé en 1998.

le poids accru de l'instruction secondaire en termes d'inégalité s'explique à la fois par l'augmentation du rendement et des disparités d'accès, et de la meilleure corrélation avec le niveau de vie – colonnes 3 et 4, haut. Par contre, s'agissant de l'enseignement supérieur, le fort relèvement du taux de rendement a été contrebalancé par une réduction à la fois des disparités d'accès et de la corrélation avec le log du niveau de vie – colonnes 3 et 4, bas. On notera également que, comme dans le milieu rural, l'accès à l'instruction primaire est sans effet sur la distribution du bien-être, et que le rôle des années d'instruction des autres membres des familles est marginal. D'autre part, la dimension du ménage, en l'occurrence le nombre d'enfants de moins de 15 ans, contribue à 19,6 pour cent de l'inégalité du log des dépenses par tête, une proportion qui s'est légèrement accentuée au cours de la période[27]. Néanmoins, l'effet des autres catégories démographiques accroît également l'inégalité, ce qui implique que, compte tenu des termes quadratiques, l'impact de la taille des ménages est de 17,0 pour cent – tableau 5. Par conséquent, en 1998, dans les villes, le modèle logarithmique montre que 38,2 pour cent de l'inégalité du niveau de vie s'explique par la dimension des familles et l'instruction du chef de ménage, une proportion rehaussée de 13,2 points de pourcentage, comparativement à 1994-95 – tableau 5[28]. Un tel résultat – beaucoup moins évident lorsque le modèle non logarithmique est considéré – contraste nettement avec la situation qui prévaut en milieu rural puisque, dans ce dernier, la démographie des ménages et l'instruction du chef de famille n'expliquent que 18,8 pour cent de l'inégalité des dépenses – tableau 3.

Dans ces conditions, la part de l'inégalité du bien-être des ménages expliquée par les autres facteurs du modèle logarithmique est relativement réduite. Néanmoins, les tableaux 4 et 5 appellent quelques remarques. Tout d'abord, le statut d'agriculteur de rente ou de subsistance du chef de ménage, qui prévaut surtout dans les petites villes, est source d'inégalité – 6,6 pour cent –, un constat déjà formulé par rapport aux zones rurales, notamment pour les petits agriculteurs. Ensuite, la proportion de personnes employées dans les ménages constitue aussi un facteur d'inégalité du niveau de vie, bien que la contribution soit légèrement moins élevée que dans les campagnes, surtout en 1994-95. Enfin, on observe que les ménages gérés par une femme tendent à réduire les disparités de niveau de vie. Mais, la part de ce facteur – significatif – est extrêmement faible – 0,1 pour cent.

## *4. Les déterminants de la dynamique de l'inégalité du bien-être*

Les déterminants de la dynamique de l'inégalité du bien-être entre 1994-95 et 1998 sont appréhendés successivement pour les milieux rural et urbain. A cet égard, dans la mesure où l'équation [6] suggère que la contribution d'un facteur k à la variation de l'inégalité entre deux dates dépend de la manière dont cette dernière est mesurée, trois indices d'inégalité sont pris en compte : Gini, Theil – avec $\theta = 1$ –, et variance logarithmique.

### 1. Le milieu rural

Préalablement, rappelons que, dans le secteur rural, l'inégalité des dépenses par tête a décliné au cours de la période 1994-98, de -6,8 et -15,4 pour cent, respectivement, pour les indices de Gini et de Theil – tableau 1. Dans ce contexte, les tableaux 2 et 3 mettent en évidence une sensibilité de l'importance relative des sources de la dynamique d'inégalité, à la fois par rapport à la forme fonctionnelle des modèles et à l'indicateur d'inégalité utilisé[29]. Néanmoins, quelques tendances semblent prévaloir.

Le tableau 3 montre que deux facteurs ont fortement contribué positivement à réduire l'inégalité du niveau de vie des ménages. Tout d'abord, l'accès à l'instruction du chef de ménage et des autres membres du groupe. Selon les cas – modèles et indices –, l'éducation des différents membres de la famille explique entre 29,5 et 106,0 pour cent de la baisse de l'inégalité du bien-être. En outre, il semblerait que le rôle de l'instruction du chef de ménage soit plus important, si l'on en juge par les résultats des modèles non logarithmiques, probablement plus appropriés pour cet exercice. En réalité, on observe une hétérogénéité selon le niveau d'instruction considéré – tableau 2. Le fait pour le chef de ménage d'avoir suivi l'enseignement supérieur a contribué positivement à réduire l'inégalité du niveau de vie, contrairement à l'éducation secondaire. De même, l'effet des années d'instruction des autres membres du ménage est incertain – positif et élevé en ce qui concerne les modèles logarithmiques, et négatif et faible avec les formes fonctionnelles non logarithmiques. Ensuite, le

[27] Le nombre d'enfants de moins de 5 ans et de 5-14 ans contribuent, respectivement, 9,6 et 10,0 pour cent de l'inégalité du niveau de vie. En tenant compte de l'effet quadratique, la contribution est de 13,7 pour cent. Ce résultat est en partie capté par le type de ménage.

[28] En 1998, les parts expliquées par l'instruction du chef de ménage et la démographie du ménage étaie,t, respectivement, de 21,2 et 17,0 pour cent, contre, respectivement,14,5 et 10,5 pour cent, en 1994-95.

[29] La variation du résidu selon le modèle et l'indice d'inégalité est aussi à noter.

taux d'emploi par ménage explique entre 17,1 et 47,3 pour cent de la réduction de l'inégalité du niveau de vie des ménages. En fait, la majorité des résultats suggèrent que la contribution est de l'ordre de 25-30 pour cent. Bien que ce facteur joue un rôle mineur dans l'explication du niveau de l'inégalité, comme cela a été précédemment montré, il est devenu moins inégalement distribué dans les ménages en 1998, comparativement à 1994-95.

Mais, d'autres facteurs semblent avoir contribué positivement à réduire l'inégalité de la consommation des ménages, même si les effets sont plus modestes. Ainsi, quel que soit l'indicateur d'inégalité pris en compte, les modèles logarithmiques montrent que le statut du travail et la localisation spatiale ont chacun permis de réduire de 10 à 20 pour cent environ les disparités de niveau de vie au cours de la période – tableau 3. Néanmoins, le tableau 2 révèle l'absence d'homogénéité entre les sous-catégories inhérentes à ces deux facteurs. S'agissant des statuts du travail, la contribution positive au resserrement de l'inégalité est essentiellement imputable à la situation de chômeur ou d'agriculteur de rente du chef de ménage. Ajoutons que le statut d'agriculteur de subsistance a contribué à rehausser les disparités de niveau de vie, parfois dans des proportions relativement importantes selon les modèles non logarithmiques. Par ailleurs, c'est seulement la localisation dans la région du Nord qui a été un facteur significatif de réduction de l'inégalité, un résultat cohérent avec l'existence d'une baisse de la pauvreté dans cette zone, notamment au Sahel.

Il est à remarquer que les facteurs démographiques, en particulier la dimension de la famille et l'âge du chef de ménage, ont plutôt contribué à accroître l'inégalité du bien-être. Cette conclusion semble assez robuste, indépendamment de la forme fonctionnelle prise en compte, notamment lorsque la catégorie des 5-14 ans est considérée.

## 2. Le milieu urbain

Dans le milieu urbain, l'inégalité des ressources monétaire des ménages a augmenté entre 1994-95 et 1998, de 6,9, 27,7 et 38,9 pour cent, respectivement, pour les indices de Gini, de Theil et le coefficient de variation – tableau 1. A cet égard, les tableaux 4 et 5 suggèrent une forte sensibilité de l'importance relative des sources de la dynamique d'inégalité, à la fois par rapport à la forme fonctionnelle des modèles et à l'indicateur d'inégalité utilisé. De plus, la supériorité du résidu comparativement au milieu rural, et sa variation selon le modèle et l'indice d'inégalité sont aussi à noter. Cependant, plusieurs éléments, fondés sur les enseignements des modèles logarithmiques, semblent expliquer la variation de l'inégalité du bien-être.

Tout d'abord, l'instruction du chef de ménage et la démographie des familles sont les deux facteurs qui ont contribué le plus à l'accroissement de l'inégalité du bien-être en milieu urbain. Par exemple, ils expliquent, respectivement, 117,4 et 111,8 pour cent de l'augmentation du coefficient de Gini. De même, en ce qui concerne l'indice de Theil, les contributions respectives s'élèvent à 45,2 et 40,7 pour cent – tableau 5. En réalité, l'impact de ces deux facteurs est hétérogène. S'agissant de l'instruction du chef du ménage, il apparaît que seul l'accès au niveau secondaire a réellement influencé la dynamique de l'inégalité, une observation cohérente avec le fait que la part de l'inégalité due à l'instruction secondaire a considérablement augmenté entre 1994-95 et 1998, alors que celle liée aux études supérieures est demeurée relativement stable. Par contre, l'accès à l'enseignement supérieur pour le chef de ménage a contribué à freiner l'augmentation de l'inégalité des ressources des ménages, mais l'effet est beaucoup plus faible. Par conséquent, comme dans le secteur rural, l'accès à l'enseignement supérieur pour le chef de ménage contribue à réduire l'inégalité du niveau de vie, alors que l'inverse prévaut pour l'instruction secondaire. En outre, il est à remarquer que les années d'instruction des autres membres du ménage ont contribué négativement à rehausser l'inégalité dans les villes – tableau 5 –, mais les coefficients de régression ne sont pas significatifs pour 1994-95 – tableau A2. En ce qui concerne la démographie du ménage, si l'on tient compte du terme quadratique, l'effet du nombre d'enfants de moins de 5 ans est le plus fort. Par exemple, le modèle logarithmique montre que le nombre d'enfants de moins de 5 ans et les adultes de 15-60 ans ont contribué à accroître le coefficient de Gini, respectivement, de 48,8 et 24,5 pour cent[30]. Ainsi, la dimension du ménage est un facteur d'élévation de l'inégalité des ressources des ménages dans les zones urbaines, tout comme dans le secteur rural où elle a contribué à freiner la baisse de l'inégalité.

Ensuite, l'accès à l'emploi semble avoir un effet sur l'inégalité à la fois moins important et contrasté – tableau 4. D'une part, 5,8 pour cent du coefficient de Gini sont expliqués par le taux d'emploi des ménages, une proportion comparable pour les indices de Theil et la variance logarithmique. D'autre part, l'accès à des activités agricoles et au travail à propre compte, comparativement au travail protégé, a permis de freiner la hausse de l'inégalité – respectivement, -10,1 et -2,3 pour cent.

[30] Ainsi, 0,540 - 0,052 = 0,488. De même, 0,705 - 0,460 = 0,245.

Enfin, toutes choses égales par ailleurs, la localisation dans les deux grandes agglomérations est un facteur de réduction de l'inégalité des ressources des ménages au cours de la période, comparativement aux villes moyennes. Ce résultat, assez robuste quel que soit l'indice d'inégalité utilisé, appelle quelques explications. En 1994-95, l'indice de Gini des dépenses des ménages était de 0,530 et de 0,493, respectivement, dans les petites villes et les deux grandes agglomérations, ce qui justifie une contribution positive de 0,7 pour cent à la baisse de l'inégalité, lorsque ces deux dernières constituent la base. Par contre, en 1998, l'indice de Gini a augmenté Ouagadougou et Bobo-Dioulasso – 0,553 –, alors qu'il a décliné dans les villes moyennes – 0,509 –, d'où une contribution négative de 0,6 pour cent aux disparités des ressources en 1998 – tableau 5[31].

## 5. Conclusion

Au cours de la période 1994-98, l'inégalité des dépenses par tête des ménages urbains a augmenté de 6,9 à 27,7 pour cent, respectivement, pour les indices de Gini et de Theil, alors que dans le milieu rural, l'inégalité du niveau de vie a décliné de 6,8 à 15,4 pour cent, respectivement, pour les même indices. Dans ce contexte, l'appréhension des facteurs de l'inégalité des dépenses par tête des ménages burkinabè, fondée sur une décomposition de régression, conduit à deux conclusions.

*Premièrement*, en ce qui concerne les sources du *niveau* de l'inégalité du bien-être, dans le milieu rural, le modèle logarithmique met en évidence, indépendamment de l'année considérée, la prééminence de la démographie des ménages, de l'instruction du chef de ménage – forte contribution de l'enseignement supérieur à l'inégalité en 1994-95, contrairement à l'instruction secondaire, et, inversement, en 1998 – et du statut du travail de celui qui gère ce dernier – notamment, en tant qu'agriculteur de subsistance –, et, dans une moindre mesure, du type de ménages et du taux d'emploi dans ces derniers. Ces parts relatives ont peu varié au cours de la période, bien que le rôle de l'instruction et de l'emploi par ménage se soit atténué, contrairement au poids de la démographie de ce dernier. Dans les agglomérations, la configuration des sources de l'inégalité du niveau de vie présente des similitudes, malgré la moindre diversité des facteurs significatifs. En effet, le modèle logarithmique, inhérent à 1998, met en relief deux sources majeures d'inégalité du bien-être urbain. D'une part, les niveaux d'instruction secondaire et supérieure du chef de ménage expliquent un peu plus des deux cinquièmes de la proportion attribuée aux différents régresseurs, et, contrairement au zones rurales, la part de l'inégalité due à l'instruction secondaire a considérablement augmenté entre 1994-95 et 1998, alors que celle liée aux études supérieures est demeurée relativement stable. On notera également que, comme dans le milieu rural, l'accès à l'instruction primaire est sans effet sur la distribution du bien-être, et que le poids des années d'instruction des autres membres des familles est marginal. D'autre part, la dimension du ménage, surtout le nombre d'enfants de moins de 15 ans, constitue une source importante d'inégalité des dépenses par tête. En définitive, en 1998, dans les villes, le modèle logarithmique montre que 38,2 pour cent de l'inégalité du niveau de vie s'explique par la dimension des familles et l'instruction du chef de ménage, une proportion rehaussée de 13,2 points de pourcentage, comparativement à 1994-95. En outre, ce résultat contraste nettement avec la situation qui prévaut en milieu rural puisque, dans ce dernier, la démographie des ménages et l'instruction du chef de famille n'expliquent que 18,8 pour cent de l'inégalité des dépenses. De ce fait, dans les villes, la part de l'inégalité du bien-être des ménages expliquée par les autres facteurs du modèle logarithmique est relativement réduite, bien que le statut d'agriculteur de rente ou de subsistance du chef de ménage, ainsi que la proportion de personnes employées dans les ménages, constituent aussi des facteurs d'inégalité du niveau de vie.

*Deuxièmement*, l'appréhension des déterminants de la dynamique de l'inégalité du bien-être entre 1994-95 et 1998 appelle deux commentaires. Tout d'abord, dans le milieu rural, deux facteurs ont fortement contribué positivement à réduire l'inégalité du niveau de vie des ménages : l'accès à l'instruction du chef de ménage et des autres membres du groupe, bien qu'une hétérogénéité soit observée selon le niveau d'instruction considéré – le fait pour le chef de ménage d'avoir suivi l'enseignement supérieur a contribué positivement à réduire l'inégalité du niveau de vie, contrairement à l'éducation secondaire –, et le taux d'emploi par ménage. Mais, d'autres facteurs semblent avoir contribué positivement à réduire l'inégalité de la consommation des ménages ruraux, même si les effets sont plus modestes : le statut du travail et la localisation spatiale. Par contre, les facteurs démographiques, en particulier la dimension du ménage et l'âge du chef, ont plutôt contribué à accroître l'inégalité du bien-être. Ensuite, dans les villes, l'instruction du chef de ménage et la démographie des familles sont les deux facteurs qui ont contribué le plus à l'accroissement de l'inégalité du bien-être. A cet égard, il est

[31] Le coefficient de -0,192 affiché au tableau 5 – ligne : Ouagadougou-Bobo – est obtenue selon l'équation [6] et les informations inhérentes au tableau 1comme suit : [(0,541*-0,006) - (0,506*0,007)]/(0,541-0,506) = -0,192.

à remarquer que, comme dans le secteur rural, l'accès à l'enseignement supérieur pour le chef de ménage contribue à réduire l'inégalité du niveau de vie, alors que l'inverse prévaut pour l'instruction secondaire. Soulignons que la dimension du ménage est un facteur d'élévation de l'inégalité des ressources des ménages dans les zones urbaines, tout comme dans le secteur rural où elle a contribué à freiner la baisse de l'inégalité. Par ailleurs, l'accès à l'emploi semble avoir un effet sur l'inégalité à la fois moins important, comparativement au secteur rural, et contrasté – 5,8 pour cent du coefficient de Gini sont expliqués par le taux d'emploi des ménages, tandis que l'exercice d'activités agricoles ou de travail à propre compte du chef de ménage, comparativement au travail protégé, a permis de freiner la hausse de l'inégalité. Enfin, la localisation dans les deux grandes agglomérations est un facteur de réduction de l'inégalité des ressources des ménages au cours de la période, comparativement aux villes moyennes.

En définitive, tant dans le milieu rural que dans les zones urbaines, le rôle du capital humain – au-delà du niveau d'instruction primaire, en ce qui concerne l'éducation – et des facteurs démographiques quant à l'explication du *niveau* et de la *variation* de l'inégalité du bien-être monétaire est mis en évidence, une conclusion logique compte tenu du faible taux d'alphabétisation dans le pays (Banque mondiale 2003b)[32]. Néanmoins, le taux d'emploi des ménages et la nature des statuts du travail, notamment le milieu rural, influencent les disparités de niveau de vie. Dans ces conditions, rehausser l'investissement en capital humain pourrait contribuer à réduire les inégalités de bien-être, directement en augmentant le rendement des différents actifs disponibles, et indirectement en améliorant l'accès au marché du travail et en réduisant la fécondité.

## *Références bibliographiques*

Atkinson, A.B. 1997. « Bringing Income Distribution in from the Cold », *Economic Journal*, 107 : 297-321.

Atkinson, A.B., Bourguignon, F. (eds.)1999. *Handbook of Income Distribution*, London, North Holland.

Banque mondiale 2003a. *Global Economic Prospects and the Developing Countries 2003*, Washington, Banque mondiale.

–. 2003b. *ICT at a Glance. Burkina Faso*, http://www.worldbank.org/data/countrydata/countrydata.html.

Bourguignon, F., Fournier, M., Gurgand, M. 2001. « Fast Development With a Stable Distribution: Taiwan », *Review of Income and Wealth*, 47 : 139-163.

Coulombe, H., McKay, A. 1996. « Modeling Determinants of Poverty in Mauritania », *World Development*, 24 : 1015-1031.

Fields, G., Yoo, G. 2000. « Falling Labour Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes », *Review of Income and Wealth*, 46 : 139-159.

Goerlich Gisbert, F.J. 2001. « On Factor Decomposition of Cross-Country Income Inequality: Some Extensions and Qualifications », *Economics Letters*, 70 : 303-309.

Heldberg, R. 2003. *Spatial Inequality in Vietnam: A Regression-based Decomposition*, Washington, mimeo, Banque mondiale.

Jenkins, S.P. 1995. « Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86 », *Economica*, 62 : 29-63.

Kanbur, R., Lustig, N. 1999. *Why Inequality Back to the Agenda?*, Washington, mimeo, Banque mondiale.

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.

[32] Le taux d'alphabétisation des adultes est de 24,8 pour cent en 2001, contre 62,6 pour cent pour l'ensemble de l'Afrique subsaharienne.

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.

–. 1999. *Pauvreté, ménages et genre en Afrique subsaharienne. Nouvelles dimensions analytiques*, Bordeaux, Série de recherche n°3, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

–. 2000. *Pauvreté et inégalité en Afrique. Contribution à l'analyse spatiale*, Bordeaux, Série de recherche n°4, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement-Institut de recherche pour le développement.

–. 2001. *La dynamique de pauvreté au Burkina Faso : éléments d'analyse*, Ouagadougou, Programme des nations unies pour le développement.

–. 2003a. *Dynamique de pauvreté, inégalité et urbanisation au Burkina Faso*, Pessac, Presses Universitaires de Bordeaux.

–. 2003b. *La croissance économique en Afrique sub-saharienne est-elle « pro-pauvre » ? Une investigation appliquée au Burkina Faso*, Bordeaux, Document de travail n°83, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

Milanovic, B. 1999. *True World Income Distribution, 1988 and 1993. First Calculation Based on Household Surveys Alone,* Washington, mimeo, World Bank.

Morduch, H., Secular, T. 2002. « Rethinking Inequality Decomposition, With Evidence From Rural China », *The Economic Journal*, 112, 93-116.

Oaxaca, R. 1973. « Male-Feamale Wages Differences in Urban Labour Markets », *International Economic Review*, 14, 693-709.

Pnud 2002. *Human Development Report 2002. Deepening Democraty in a Fragmented World*, New York, Orford University Press.

Ravallion, M., Chen, S. 1999. « When Economic Reform is Faster Then Statistics Reform: Measuring and Explaining Income Inequality in Rural China », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61 : 33-56.

Shorrocks, A.F. 1980. « The Class of Additively Decomposable Inequality Measures », *Econometrica*, 48 : 613-625.

–. 1982. « Inequality Decomposition by Factor Components », *Econometrica*, 50 : 193-211.

Yitzhaki, S., Lerman, R.I. 1991. « Income stratification and income inequality », *Review of Income and Wealth*, 37 : 313-29.

Wan, G.H. 2002. *Regression-based Inequality Decomposition. Pitfalls and a Solution Procedure*, Helsinki, United Nations University, Discussion Paper 2002/101, WIDER.

Wodon, Q.T. 2000. « Microdeterminants of Consumption, Poverty, Growth, and Inequality in Bangladesh », *Applied Economics*, 32 : 1337-52.

## Annexe

**Tableau A1 : Cœfficients de régression des estimations par les moindres carrés des déterminants du niveau de vie des ménages *ruraux* – Burkina Faso 1994-98**

| Milieu/année | *Rural 1994-95* | | | | *Rural 1998* | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Variable | Variable dépendante : log des dépenses/tête[1] | | *Variable dépendante : dépenses/tête[13]* | | Variable dépendante : log des dépenses/tête[1] | | *Variable dépendante : dépenses/tête[13]* | |
| | β | t[2] | β | t[2] | β | t[2] | β | t[2] |
| **Instruction du chef[3]** | | | | | | | | |
| Primaire | 0,1279 | 4,378* | *0,3622* | *3,505** | 0,1411 | 4,122* | *0,2929* | *2,258** |
| Secondaire | 0,5533 | 5,996* | *3,4354* | *3,501** | 0,5751 | 9,832* | *2,7999* | *6,029** |
| Supérieur | 0,6865 | 10,047* | *5,6319* | *5,120** | 0,7261 | 5,541* | *5,7887* | *2,707** |
| **Inst. autres membres[4]** | | | | | | | | |
| Années | 0,0919 | 8,695* | *-0,0334* | *-0,423* | 0,0387 | 4,252* | *0,0176* | *0,431* |
| (Années)² | -0,3614 | -2,901* | *1,2003* | *0,889* | -0,2316 | -2,747* | *-0,2068* | *-0,530* |
| **Démographie du chef** | | | | | | | | |
| Age | -0,0035 | -1,144 | *-0,0029* | *-0,226* | -0,0103 | -3,528* | *-0,0286* | *-2,579** |
| (Age)²/100 | 0,0004 | 0,139 | *-0,0009* | *-0,073* | 0,0074 | 2,637* | *0,0230* | *1,997** |
| Sexe | 0,2825 | 7,749* | *1,5804* | *6,414** | 0,1232 | 3,071* | *0,9402* | *4,413** |
| Marié | 0,0615 | 2,233* | *0,2459* | *1,571* | 0,0618 | 1,875** | *-0,1173* | *-0,900* |
| **Ethnicité[5]** | | | | | | | | |
| Dioula et ass. | -0,1219 | -5,280* | *-0,4436* | *-4,325** | 0,0168 | 0,766 | *0,1732* | *1,975** |
| Peulh | -0,1530 | -4,245* | *-0,5742* | *-4,885** | 0,0064 | 0,199 | *-0,0205* | *-0,252* |
| **Type de ménage[6]** | | | | | | | | |
| Nucléaire | -0,2085 | -10,397* | *-1,3059* | *-7,543** | -0,1903 | -8,626* | *-0,8619* | *-7,425** |
| Elargi | -0,1246 | -9,322* | *-0,7973* | *-7,742** | -0,1279 | -8,864* | *-0,5852* | *-7,722** |
| **Démographie ménage** | | | | | | | | |
| Nombre < 5 ans | -0,1136 | -11,118* | *-0,2418* | *-8,079** | -0,1106 | -8,806* | *-0,2271* | *-6,523** |
| (Nombre < 5 ans)² | 0,0087 | 6,276* | *0,0208* | *4,686** | 0,0117 | 5,175* | *0,0282* | *4,315** |
| Nombre 5-14 ans | -0,0813 | -11,359* | *-0,1693* | *-10,146** | -0,1227 | -13,895* | *-0,1971* | *-7,730** |
| (Nombre 5-14 ans)² | 0,0032 | 5,331* | *0,0084* | *7,284** | 0,0086 | 9,292* | *0,0153* | *6,156** |
| Nombre 15-60 ans | 0,0047 | 0,489 | *0,0846* | *2,745** | -0,0455 | -4,164* | *-0,0438* | *-1,093* |
| (Nombre 15-60 ans)² | 0,0002 | 0,432 | *-0,0031* | *-1,728*** | 0,0029 | 3,734* | *0,0037* | *1,357* |
| Nombre >60 ans | -0,0207 | -0,904 | *-0,0158* | *-0,297* | -0,0219 | -0,813 | *-0,0219* | *-0,289* |
| Nombre >60 ans)² | 0,0059 | 1,075 | *0,0120* | *1,296* | 0,0020 | 0,206 | *0,0011* | *0,047* |
| **Migrant[7]** | 0,1035 | 4,710* | *0,1309* | *1,923*** | 0,0361 | 1,209 | *0,0179* | *0,257* |
| **Transferts[8]** | 0,0510 | 2,650* | *0,2124* | *3,263** | -0,0204 | -1,199 | *-0,0158* | *-0,296* |
| **Proportion emp./ménage** | 0,0047 | 10,274* | *0,0159* | *7,508** | 0,0022 | 4,181* | *0,0075* | *3,410** |
| **Statut du travail[9]** | | | | | | | | |
| Salarié non protégé | -0,3602 | -3,908* | *0,1504* | *0,110* | -0,6203 | -6,427* | *-3,4104* | *-4,753** |
| Indépendant non agricole | -0,3456 | -4,699* | *-1,2475* | *-1,278* | -0,4059 | -5,308* | *-2,2505* | *-2,941** |
| Agriculteur de rente | -0,6533 | -9,402* | *-2,4250* | *-3,011** | -0,6043 | -8,771* | *-3,1801* | *-4,899** |
| Agriculteur de subsistance | -0,7479 | -11,228* | *-2,7049* | *-3,398** | -0,7967 | -11,834* | *-3,5477* | *-5,500** |
| Chômeur | -0,6625[11] | -8,857* | *-2,3687[11]* | *-2,840** | -0,7045[11] | -9,057* | *-3,0481[11]* | *-4,552** |
| **Région[10]** | | | | | | | | |
| Nord-Ouest | -0,1807 | -6,007* | *-0,0061* | *-0,054* | -0,2174 | -6,568* | *-0,4792* | *-3,509** |
| Sahel | -0,1104 | -2,550* | *0,1431* | *1,031* | 0,0003 | 0,009 | *-0,0284* | *-0,165* |
| Est | -0,3208 | -8,363* | *-0,5122* | *-4,026** | -0,0517 | -1,378 | *-0,0876* | *-0,572* |
| Sud-Ouest | 0,1092 | 2,916* | *0,4994* | *3,791** | -0,1672 | -4,081* | *-0,5272* | *-3,585** |
| Centre-Nord | -0,1346 | -3,477* | *-0,3321* | *-3,115** | -0,0974 | -2,506* | *-0,2585* | *-1,681*** |
| Centre-Ouest | -0,1849 | -4,856* | *-0,1894* | *-1,282* | 0,0129 | 0,348 | *0,0962* | *0,540* |
| Centre | -0,1409 | -4,248* | *-0,1756* | *-1,472* | -0,1423 | -4,008* | *-0,1724* | *-1,085* |
| Nord | -0,3467 | -8,380* | *-0,4072* | *-3,714** | -0,1446 | -3,495* | *-0,2997* | *-1,887*** |
| Centre-Est | -0,1140 | -3,133* | *-0,2014* | *-2,008** | -0,2142 | -5,809* | *-0,3624* | *-2,309** |
| **Constante** | 11,9570 | 85,832* | *4,8999* | *4,633** | 13,0501 | 97,169* | *7,1061* | *9,065** |
| R² ajusté | | 0.391 | | *0.428* | | 0,341 | | *0,371* |
| F (sig) | | 100,522 (0,000) | | *117,112 (0,000)* | | 81,204 (0,000) | | *92,420 (0,000)* |
| Chi² Breusch - Pagan | | 405,168 | | *49806,709* | | 128,131 | | *25711,200* |
| Chow rural 1994-95/1998 (sig) | | 7,761 (0,000) | | *35,211 (0,000)* | | - | | - |
| N | | 5 888 | | *5 888* | | 5885 | | *5885* |

(1) La variable dépendante est le log du niveau de vie des ménages – ménages dont le chef a au moins 15 ans ; consommation réelle par tête des ménages positive ; (2) Probabilité « two-tailed » que le cœfficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Base = sans instruction ; (4) Sauf le chef ; (5) Mossi et assimilés ; (6) Base = monoparental ; (7) Migrants à la recherche de travail ou de terres cultivables ; (8) Oui =1 ; (9) Base =salarié protégé ; (10) Base = autres villes pour l'urbain, et Ouest pour le rural ; (11) Chômeur et inactif ; (12) Ensemble des agriculteurs ; (13) La variable dépendante est le niveau de vie des ménages – ménages dont le chef a au moins 15 ans ; consommation réelle par tête des ménages positive.

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

*Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 1998.*

**Tableau A2 : Cœfficients de régression des estimations par les moindres carrés des déterminants du niveau de vie des ménages *urbains* – Burkina Faso 1994-98[1]**

| Milieu/année<br>Variable | *Urbain 1994-95* | | | | *Urbain 1998* | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Variable dépendante : log des dépenses/tête[1] | | *Variable dépendante : dépenses/tête[13]* | | Variable dépendante : log des dépenses/tête[1] | | *Variable dépendante : dépenses/tête[13]* | |
| | β | t[2] | β | t[2] | β | t[2] | β | t[2] |
| **Instruction du chef[3]** | | | | | | | | |
| Primaire | 0,2154 | 6,589* | *1,1770* | *3,687** | 0,2435 | 6,595* | *1,6097* | *2,691** |
| Secondaire | 0,4156 | 7,709* | *2,4531* | *4,797** | 0,6552 | 16,262* | *3,9385* | *8,010** |
| Supérieur | 0,6740 | 16,230* | *5,9353* | *8,271** | 1,1707 | 19,818* | *11,1289* | *6,186** |
| **Inst. autres membres[4]** | | | | | | | | |
| Années | 0,0135 | 1,390 | *-0,4358* | *-3,767** | 0,0309 | 3,007* | *-0,1860* | *-1,608* |
| (Années)² | 0,2726 | 3,463* | *5,2643* | *4,656** | -0,2554 | -3,208* | *0,7138* | *1,011* |
| **Démographie du chef** | | | | | | | | |
| Age | 0,0091 | 1,496 | *0,2284* | *3,001** | 0,0249 | 4,209* | *0,2890* | *4,876** |
| (Age)²/100 | -0,0154 | -2,352* | *-0,2213* | *-3,116** | -0,0251 | -4,181* | *-0,2567* | *-5,039** |
| Sexe | 0,2639 | 6,184* | *2,4718* | *4,667** | 0,1424 | 3,101* | *0,6370* | *0,975* |
| Marié | -0,0348 | -0,909 | *-0,8958* | *-2,000** | 0,1077 | 2,612* | *0,4348* | *1,012* |
| **Ethnicité[5]** | | | | | | | | |
| Dioula et ass. | -0,0175 | -0,634 | *-0,3348* | *-1,271* | -0,0299 | -1,028 | *-0,3711* | *-1,019* |
| Peulh | 0,1315 | 1,855** | *1,4035* | *1,281* | 0,1353 | 1,763** | *0,5216* | *0,778* |
| **Type de ménage[6]** | | | | | | | | |
| Nucléaire | -0,2129 | -8,495* | *-2,1541* | *-6,369** | -0,1661 | -6,399* | *-1,0058* | *-2,866** |
| Elargi | -0,1147 | -7,036* | *-1,2655* | *-5,960** | -0,0722 | -4,276* | *-0,5672* | *-2,562** |
| **Démographie ménage** | | | | | | | | |
| Nombre < 5 ans | -0,1636 | -6,299* | *-0,8809* | *-4,736** | -0,2859 | -8,478* | *-1,2515* | *-3,391** |
| (Nombre < 5 ans)² | 0,0196 | 3,084* | *0,1608* | *3,665** | 0,0330 | 2,982* | *0,2322* | *3,181** |
| Nombre 5-14 ans | -0,1332 | -8,270* | *-0,9573* | *-6,144** | -0,1540 | -8,393* | *-1,0497* | *-4,102** |
| (Nombre 5-14 ans)² | 0,0111 | 5,254* | *0,0893* | *5,037** | 0,0106 | 4,023* | *0,1173* | *3,020** |
| Nombre 15-60 ans | -0,0284 | -1,988* | *-0,0993* | *-0,946* | -0,1033 | -4,841* | *-0,4657* | *-2,679** |
| (Nombre 15-60 ans)² | 0,0014 | 1,657** | *-0,0004* | *-0,086* | 0,0072 | 4,629* | *0,0283* | *2,381** |
| Nombre >60 ans | -0,0155 | -0,268 | *-0,0614* | *-0,140* | -0,1731 | -2,447* | *-0,6523* | *-1,530* |
| Nombre >60 ans)² | 0,0169 | 0,784 | *0,0070* | *0,051* | 0,0634 | 1,995** | *0,1686* | *1,163* |
| **Migrant[7]** | -0,0285 | -0,970 | *-0,6171* | *-2,781** | -0,1284 | -1,078 | *-0,3940* | *-0,886* |
| **Transferts[8]** | -0,7387 | -1,877** | *-1,1801* | *-2,685** | 0,0072 | 0,253 | *0,1154* | *0,263* |
| **Proportion emp./ménage** | 0,0024 | 4,700* | *0,0205* | *2,555** | 0,0024 | 4,198* | *0,0255* | *2,564** |
| **Statut du travail[9]** | | | | | | | | |
| Salarié non protégé | -0,1485 | -3,664* | *-1,0843* | *-2,410** | -0,1864 | -4,323* | *-1,3291* | *-2,260** |
| Indépendant non agricole | -0,1570 | -4,485* | *-1,3284* | *-3,629** | -0,0440 | -1,094 | *-0,1015* | *-0,162* |
| Agriculteur de rente | -0,4763[12] | -11,485* | *-1,8154* | *-4,624** | -0,4263[12] | -9,345* | *-0,9665* | *-1,719*** |
| Agriculteur de subsistance | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Chômeur | -0,3299 | -4,060* | *-1,7052* | *-3,476** | -0,2231 | -3,330* | *-0,5187* | *-0,752* |
| Inactif | 0,1583 | 1,657** | *-0,1795* | *-0,220* | 0,3029 | 2,681* | *0,8299* | *1,003* |
| **Région[10]** | | | | | | | | |
| Ouagadougou - Bobo | 0,0832 | 2,632* | *0,4632* | *1,375* | -0,1301 | -4,311* | *-0,0805* | *-0,280* |
| **Constante** | 11,9481 | 86,356* | *2,7560* | *1,850*** | 12,1265 | 83,284* | *-0,9554* | *-0,598* |
| R² ajusté | | 0,492 | | *0,291* | | 0,476 | | *0,147* |
| F (sig) | | 88,317 (0,000) | | *38,000 (0,000)* | | 79,482 (0,000) | | *15,911 (0,000)* |
| Chi² Breusch - Pagan | | 417,577 | | *6870,824* | | 113,430 | | *6467,151* |
| Chow urbain 1994-95/1998 (sig) | | 10,665 (0,000) | | *27,812 (0,000)* | | - | | - |
| N | | 2 708 | | *2 708* | | 2 593 | | *2 593* |

(1) La variable dépendante est le log du niveau de vie des ménages – ménages dont le chef a au moins 15 ans ; consommation réelle par tête des ménages positive ; (2) Probabilité « two-tailed » que le cœfficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Base = sans instruction ; (4) Sauf le chef ; (5) Mossi et assimilés ; (6) Base = monoparental ; (7) Migrants à la recherche de travail ou de terres cultivables ; (8) Oui = 1 ; (9) Base = salarié protégé ; (10) Base = autres villes pour l'urbain, et Ouest pour le rural ; (11) Chômeur et inactif ; (12) Ensemble des agriculteurs ; (13) La variable dépendante est le niveau de vie des ménages – ménages dont le chef a au moins 15 ans ; consommation réelle par tête des ménages positive.

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

*Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 1998.*

**Tableau A3 : Décomposition de la contribution de l'éducation secondaire et supérieure à la variation de l'inégalité du niveau de vie des ménages – Burkina Faso 1994-98[1]**

| Paramètre / Variable | *Rural* | | *Urbain* | |
|---|---|---|---|---|
| | 1994-95 | 1998 | 1994-95 | 1998 |
| **Instruction secondaire** | | | | |
| *Pondération d'inégalité du facteur instruction :* | 0,007 | 0,042 | 0,014 | 0,101 |
| Coefficient de l'instruction | 0,553 | 0,575 | 0,416 | 0,655 |
| Erreur type de l'instruction | 0,084 | 0,163 | 0,244 | 0,419 |
| Erreur type log niveau de vie | 0,731 | 0,694 | 0,885 | 0,910 |
| Coef. de corrélation simple instruction/log niveau de vie | 0,116 | 0,314 | 0,123 | 0,335 |
| **Enseignement supérieur** | | | | |
| *Pondération d'inégalité du facteur instruction :* | 0,052 | 0,009 | 0,128 | 0,113 |
| Coefficient de l'instruction | 0,686 | 0,726 | 0,674 | 1,171 |
| Erreur type de l'instruction | 0,154 | 0,060 | 0,379 | 0,257 |
| Erreur type log niveau de vie | 0,731 | 0,694 | 0,885 | 0,910 |
| Coef. de corrélation simple instruction/ log niveau de vie | 0,360 | 0,146 | 0,442 | 0,342 |

(1) La variable dépendante est le log des dépenses par tête.
*Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 1998.*