



**Centre d'économie
du développement**
IFReDE-GRES - Université-Bordeaux IV

Document de travail

DT/103/2004

**La pauvreté a-t-elle diminué ou augmenté
au Burkina Faso ? Evidence empirique
fondée sur une approche non monétaire
micro-multidimensionnelle**

par

Jean-Pierre Lachaud

Professeur, Directeur du Centre d'économie du développement

(Membre de l'IFReDE-GRES)

Université Montesquieu-Bordeaux IV

La pauvreté a-t-elle diminué ou augmenté au Burkina Faso ? Evidence empirique fondée sur une approche non monétaire micro-multidimensionnelle

Jean-Pierre Lachaud, Professeur

Directeur du Centre d'économie du développement (Membre de l'IFReDE-GRES)

Université Montesquieu-Bordeaux IV - France

Résumé :

L'étude propose de contribuer au débat qui prévaut quant à la dynamique de pauvreté au Burkina Faso entre 1998 et 2003, et présente une nouvelle évidence empirique de cette dernière en termes non monétaires. L'analyse produit deux conclusions. *En premier lieu*, la mise en évidence récente par la Banque mondiale d'une diminution de la pauvreté, fondée sur l'élaboration d'un indicateur partiel des dépenses des ménages – dont le niveau pour 1998 est quasiment influencé par le seul « retrait » d'un « facteur de correction saisonnier », introduit « confidentiellement » à cette date en vue d'une comparaison avec 1994 –, soulève plusieurs questionnements. Premièrement, le processus de diffusion de l'information s'avère insuffisant, voire incohérent. Deuxièmement, l'introduction du facteur de correction, uniquement en référence à l'évolution des comptes nationaux, est à contre-courant de ce qu'enseigne la littérature. D'ailleurs, la présente étude produit des estimations de la pauvreté, fondées sur la comptabilité macro-économique, précisément cohérentes avec celles qui omettent le facteur de correction de 12,5 pour cent en 1998. En outre, l'augmentation possible de la consommation en période post-récolte en 1994, comparativement à la période de soudure de 1998, a pu être compensée par l'effet d'une période de référence plus longue en 1994 qu'en 1998 ou 2003 – 30 jours contre 15 jours –, en ce qui concerne la mesure de la consommation alimentaire. Dans ces conditions, *la stabilité de la pauvreté entre 1994 et 2003 est fortement probable*. Troisièmement, il est hasardeux d'inférer une dynamique du niveau de vie monétaire des ménages fondée sur l'évolution d'indicateurs non monétaires *partiels* : on peut identifier autant d'indicateurs partiels des capacités ayant eu une évolution favorable – alphabétisation, scolarisation – que défavorable – malnutrition et mortalité des enfants. Quatrièmement, l'absence de dissociation *ex ante* des types de pauvreté par rapport à la vulnérabilité, c'est-à-dire de distinction entre la pauvreté chronique et transitoire, appauvrit l'analyse. *En deuxième lieu*, ces questionnements conduisent à tester la dynamique des privations par rapport à la disponibilité d'un ensemble d'actifs : possession d'actifs physiques au niveau des familles, ampleur du capital humain en termes d'éducation, et ressources sociales appréhendées par les envois de fonds nationaux et étrangers. *La principale conclusion qui émane de l'étude est une relative stabilité – voire, une légère augmentation – de la pauvreté au cours de la période 1998-2003*. D'une part, une analyse en composantes principales non linéaire suggère, au niveau national, *une stabilisation de la pauvreté non monétaire*, quels que soient les seuils de référence – 25^e et 40^e percentiles – et les mesures *cardinales* utilisées – incidence, intensité et inégalité. La robustesse de ce résultat est vérifiée à la fois par la statistique η et les mesures *ordinales* de la pauvreté non monétaire. D'autre part, la prise en compte d'un indicateur micro-multidimensionnel et la considération de la statistique η , montrent que l'incidence de la pauvreté non monétaire nationale a faiblement augmenté entre 1998 et 2003, alors que la profondeur et l'inégalité des privations sont demeurées stables. Dans ce contexte, le rôle des transferts dans l'explication de la pauvreté non monétaire est prédominant. En définitive, les approches non monétaires de la pauvreté ne confirment pas le déclin de cette dernière en termes monétaire entre 1998 et 2003, suggéré par la récente étude de la Banque mondiale. Elles sont plutôt cohérentes avec les estimations qui ont été faites à l'aide des données *originelles* de l'INSD de 1998. Bien que les approches non monétaires de la pauvreté se réfèrent davantage à des indices de moyen ou de long terme du bien-être des ménages, l'incertitude quant à la dynamique de pauvreté au Burkina Faso demeure.

Abstract : Has Poverty Increased or Decreased in Burkina Faso? Empirical Evidence from a Non-Monetary Micro-Multidimensional Approach

The study proposes to contribute to the debate which prevails as for the dynamics of poverty in Burkina Faso between 1998 and 2003, and presents a new empirical evidence of the latter in non-monetary terms. The analysis produces two conclusions. *First of all*, the recent description by the World Bank of a reduction in poverty, based on a partial indicator of the household expenses – whose level for 1998 is almost influenced by the only « withdrawal » of a « seasonal factor of correction », introduced « confidentially » on this date for a comparison with 1994 –, raises several questions. Firstly, the process of diffusion of information proves to be insufficient, even incoherent. Secondly, the introduction of the factor of correction, only in reference to the evolution of the national accounts, is against the conclusions of the literature. Furthermore, the present study produces estimates of poverty, based on macro-economic accountancy, precisely coherent with those which omit the factor of correction of 12.5 percent in 1998. Moreover, the possible increase in consumption in post-harvest period in 1994, compared to the pre-harvest period of 1998, could be compensated by the effect of the longer reference period in 1994 than in 1998 or 2003 – 30 days against 15 days –, with regard to the measurement of food consumption. Under these conditions, *the stability of poverty between 1994 and 2003 is strongly probable*. Thirdly, it is hazardous to characterize a dynamics of the households monetary welfare based on the evolution of *partial* non-monetary indicators: one can identify as many partial indicators of capabilities having had a favorable evolution – illiteracy, schooling – that unfavorable – malnutrition and child mortality. Fourthly, the absence of an *ex ante* dissociation of the types of poverty in relation to the vulnerability, i.e. the distinction between chronic and transitory poverty, impoverishes the analysis. *In second place*, these questions conduce to test the dynamics of the deprivations based on the availability of assets: possession of physical assets by the families, importance of human capital in terms of education, and social resources apprehended by the national and foreign remittances. *The main conclusion which emanates from the study is a relative stability of poverty – even a weak increase – during the period 1998-2003*. On the one hand, a nonlinear principal components analysis suggests, at the national level, *a stability of the non-monetary poverty*, whatever the thresholds of reference – 25^e and 40^e percentiles – and *cardinal* measurements used – incidence, intensity and inequality. The robustness of this result is checked at the same time by the statistics η and *ordinal* measurements of non-monetary poverty. In addition, the use of a micro-multidimensional indicator and the consideration of the statistics η , show that the incidence of the national non-monetary poverty slightly increased between 1998 and 2003, whereas the intensity and the inequality of the deprivations remained stable. In this context, the role of the remittances in the explanation of non-monetary poverty is prevalent. Finally, the non-monetary approaches of poverty do not confirm the decline of the latter in monetary terms between 1998 and 2003, suggested by the recent study of the World Bank. They are rather coherent with the estimates which were made using *the original* data of the INSD of 1998. Although the non-monetary approaches of poverty refer rather to middle or long term indices of welfare of the households, uncertainty as for the dynamics of poverty in Burkina Faso remains.

Mots-clés : Pauvreté non monétaire ; Pauvreté mutidimensionnelle ; Analyse en composantes principales non linéaire ; Burkina Faso ; Comptabilité nationale

Keywords : Non-Monetary Poverty ; Multidimensional Poverty ; Categorical Principal Components Analysis ; Burkina Faso ; National Accounts

JEL classification : I31, I32

Sommaire

1.	Introduction	1
2.	Le contexte : évaluation contrastée de la dynamique de pauvreté monétaire	2
	1. <i>Des estimations de la dynamique de pauvreté monétaire contrastées</i>	2
	2. <i>Des options analytiques questionnées</i>	5
3.	L'appréhension de la pauvreté non monétaire : options méthodologiques	9
	1. <i>La spécification des indicateurs non monétaires</i>	9
	2. <i>L'approche en composantes principales non linéaire</i>	10
	3. <i>L'indicateur de pauvreté micro-multidimensionnel</i>	11
4.	La dynamique de pauvreté revisitée ?	13
	1. <i>Analyse en composantes principales non linéaire</i>	13
	2. <i>Analyse en termes d'indicateur micro-multidimensionnel</i>	16
5.	Conclusion	19
	Références bibliographiques	21
	Annexes	23

1. Introduction

En Afrique, depuis la fin des années 1980, le développement social constitue une préoccupation croissante des responsables de la politique économique, des institutions internationales et des organisations non gouvernementales. A cet égard, la mise en oeuvre des stratégies de réduction de la pauvreté, notamment dans le cadre d'une assistance au titre de l'« Initiative des pays pauvres très endettés », s'inscrit dans cette perspective. En même temps, cette volonté de promouvoir un nouveau cheminement du développement, exprimée par l'élaboration des « Cadres stratégiques de lutte contre la pauvreté » – CSLP –, exige des efforts pour améliorer l'efficacité des systèmes statistiques, afin de mieux appréhender la dynamique de pauvreté, de développement humain ou d'exclusion sociale. En d'autres termes, la gestion efficace des actions proposées par le CSLP nécessite la disponibilité et la pérennité d'indicateurs fiables de suivi et d'évaluation de la pauvreté, du développement humain et des objectifs internationaux de développement. Or, en Afrique, si des progrès substantiels ont été réalisés en matière de collecte des statistiques sociales (Paccoud, 1998), les conclusions quant à l'appréhension du niveau et de la dynamique des états sociaux demeurent souvent fragiles. Le cas du Burkina Faso illustre, dans une certaine mesure, cette assertion.

En effet, dans ce pays sahélien, de nombreux instruments d'investigation de la pauvreté, tant en ce qui concerne l'espace de l'« utilité » que celui des « capacités », ont été développés au cours des quinze dernières années. Quelques exemples permettent de fixer les idées. Premièrement, les instruments d'investigation liés aux statistiques administratives et aux indicateurs sociaux constituent une information potentiellement abondante – éducation, santé, emploi. Deuxièmement, trois enquêtes auprès des ménages de type prioritaires – 1994, 1998 et 2003 –, ayant une portée nationale et fondées sur des échantillons importants¹, permettent d'obtenir des informations détaillées, en particulier sur les dépenses des ménages, et parfois sur les revenus, tandis que trois enquêtes démographiques et de santé – 1992-93, 1998-99 et 2003 – contribuent à mieux connaître divers indicateurs démographiques, ainsi que certains éléments liés aux « capacités » – mortalité des enfants, santé maternelle et infantile, etc.². Troisièmement, d'autres instruments plus légers ont été mis en oeuvre afin d'obtenir des résultats rapides et ciblés pour certains groupes de la population, en particulier en milieu urbain – enquêtes sur l'emploi de 1992 et de 2001 à Ouagadougou. Quatrièmement, des investigations qualitatives ont permis d'obtenir une expression de la pauvreté par les individus eux-mêmes (Bere, 2003 ; Ministère de l'économie et du développement, 2002). Ainsi, ces nouveaux outils statistiques, probablement les plus développés de la sous-région, constituent un élément important d'un système d'informations sur la pauvreté, utiles pour le ciblage et l'évaluation des politiques, et le pilotage des interventions spécifiques du CSLP, élaboré au cours de l'année 2000³. Dans cette optique, l'Observatoire national de la pauvreté et du développement humain durable a élaboré plusieurs indicateurs de suivi et d'évaluation de la pauvreté sur la base de trois critères : (i) pertinence par rapport aux objectifs ; (ii) sensibilité en fonction du phénomène étudié ; (iii) possibilité d'observation à partir du système statistique actuel⁴.

En réalité, malgré la disponibilité croissante de statistiques sociales, les études récentes mettent en évidence une interrogation majeure quant à la configuration de la dynamique de pauvreté au cours de la période 1998-2003. D'une part, une analyse préliminaire de l'Institut national de la statistique et de la démographie (INSD, 2004) et une recherche spécifique (Lachaud, 2003), ont montré que l'incidence de la pauvreté monétaire avait significativement augmenté de 45,3 à 46,4 pour cent entre 1998 et 2003, alors que le PIB réel aurait crû annuellement de l'ordre de 4,5 pour cent (UEMOA, 2003). D'autre part, une investigation plus récente, fondée

¹ Les enquêtes prioritaires de 1994, 1998 et 2003 comportent entre 8500 et 9000 ménages, pour une population de près de 12 millions d'habitants en 2003.

² Bien que les enquêtes démographiques et de santé ne collectent pas d'informations sur les dépenses ou les revenus des ménages, la génération d'un indice d'actifs constitue une alternative intéressante pour la détermination du niveau de vie des familles.

³ Le CSLP a été approuvé par la Banque mondiale et le Fonds monétaire international, respectivement, le 30 juin et le 10 juillet 2000 (Ministère de l'économie et des finances, 2000). Une révision a été lancée en avril 2003, après trois années d'exécution.

⁴ Par ailleurs, les indicateurs sont classés en quatre catégories : (i) input : ressources financières et physiques, auxquelles sont ajoutées les ressources sociales ; (ii) output : biens et services produits ; (iii) résultats : accès, utilisation et satisfaction ; (iv) impact : effet sur les conditions de vie. En outre, les indicateurs sont ordonnés comme suit : (1) les indicateurs de premier rang : « (i) rattachés aux objectifs globaux et spécifiques du CSLP, de l'UNDAF ou des Objectifs de Développement du Millénaire (ODM) ; (ii) sensibles aux interventions à court terme ; (iii) produits à une périodicité annuelle ou à une périodicité définie ; (iv) assez fiables pour apprécier les actions entreprises ; (v) capables d'être renseignés par le système national d'information statistique à travers ses productions actuelles ou prévues dans un court terme ». (2) les indicateurs de second rang : « (i) rattachés à des sous-objectifs sectoriels définis dans le CSLP, l'UNDAF ou les Objectifs de Développement du Millénaire (ODM) et qui dérivent parfois d'un indicateur de premier rang ; (ii) capables d'être renseignés par le système national d'information statistique à travers ses productions actuelles ou dans un court terme ». (3) les indicateurs de troisième rang : « (i) rattachés à des besoins de suivi de stratégies et programmes non forcément liés directement au CSLP, l'UNDAF ou les ODM, basés sur des enquêtes ou collectes non encore prises en charge par le système national d'information statistique ; (ii) présentant des insuffisances qui pourraient être levées après un travail » (Observatoire de la pauvreté et du développement humain durable, 2003).

sur un sous-ensemble de produits de consommation, censés avoir été comptabilisés de manière identique entre les deux années, suggère que le ratio de pauvreté a décliné de 54,6 à 46,4 pour cent (Tesliuc, 2004). Dans ces conditions, le système d'informations sur la pauvreté, non seulement fragilise la validité de certains indicateurs de suivi et d'évaluation des privations associés au CLSP, mais également obscurcit l'appréciation de la relation entre la croissance économique et le progrès social, consécutivement à la mise en oeuvre des programmes de réformes économiques et des stratégies de réduction de pauvreté.

La présente étude propose de contribuer à ce débat, et présente une nouvelle évidence empirique de la dynamique de pauvreté au Burkina Faso entre 1998 et 2003. Fondée sur deux approches non monétaires – analyse en composantes principales non linéaire et indicateur de pauvreté micro-multidimensionnel –, elle met en évidence une relative stabilité – voire, une légère augmentation – de la pauvreté au cours de la période. Après avoir caractérisé et apprécié la controverse sur la dynamique de pauvreté monétaire – deuxième partie –, les options méthodologiques inhérentes à l'appréhension de la pauvreté non monétaire seront exposées – troisième partie. Par la suite, la dynamique de pauvreté revisitée est présentée dans la quatrième partie.

2. **Le contexte : évaluation contrastée de la dynamique de pauvreté monétaire**

Après avoir spécifié les différentes estimations de la pauvreté monétaire au cours de la période 1998-2003, quelques questionnements relatifs aux options analytiques sous jacentes seront suggérés.

1. **Des estimations de la dynamique de pauvreté monétaire contrastées**

Au Burkina Faso, les enquêtes prioritaires de 1994, 1998 et 2003 permettent d'évaluer la pauvreté monétaire à partir des dépenses des ménages⁵. Toutefois, pour des raisons de période de collecte des données et de méthodologie du plan de questionnaire, l'indicateur de bien-être généré par l'investigation de 1994 est, a priori, moins homogène que ceux de 1998 et de 2003. Malgré tout, les publications de l'INSD (2000) et d'autres auteurs (Lachaud, 2001; Fofack, Monga, Tuluy, 2001), en comparant les dépenses de 1994 à celles de 1998, ont émis la possibilité d'une faible hausse des privations au cours de la période, tout en soulignant le risque d'un tel exercice⁶. Cette attitude a prévalu également pour la Banque mondiale, institution ayant appuyé l'élaboration du profil de pauvreté de 1998 (Fofack, Monga, Tuluy, 2001⁷; World Bank, 2001). En réalité, la controverse quant à l'évolution de la pauvreté concerne surtout les années 1998 et 2003.

Le tableau 1 présente la configuration des évaluations divergentes de la pauvreté monétaire entre 1998 et 2003, et met en évidence deux tendances majeures.

En premier lieu, la prise en compte de l'ensemble des dépenses des ménages par tête – ou selon une échelle d'équivalence – suggère une *hausse* de la pauvreté nationale au cours de la période. Par exemple, pour l'ensemble du pays, l'incidence de la pauvreté des ménages serait passée de 34,5 à 37,5 pour cent entre 1998 et 2003, une évolution confirmée à la fois par la statistique η , testant l'hypothèse nulle que les écarts de pauvreté de deux échantillons sont statistiquement non significatifs – $\eta = 4,11$ –, et les tests de dominance stochastique de deuxième ordre – tableau A4, en annexes⁸. Cette dynamique est également constatée en présence d'une échelle d'équivalence déterminée par la méthode d'Engel (Lachaud, 2000). De même, les privations se seraient aggravées dans les campagnes et les villes, bien qu'une hétérogénéité d'évolution selon les régions et une tendance à l'« urbanisation de la pauvreté » prévalent (Lachaud, 2003). L'analyse en termes d'individus confirme cette dynamique, le ratio national de pauvreté passant de 45,3 à 46,4 pour cent entre 1998 et 2003 – $\eta = 3,85$. Par ailleurs, le tableau 1 met en évidence une augmentation des privations des ménages et des individus, lorsque ces dernières font référence aux indicateurs d'intensité et d'inégalité.

⁵ L'utilisation des revenus est plus difficile compte tenu de l'incertitude et de la couverture imparfaite des informations.

⁶ « 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 affectent la solidité des comparaisons. Ensuite, la plus grande désagrégation des biens de consommation lors de la seconde enquête – 46 à 65 entre les deux enquêtes – 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 coefficient relatif à la part des dépenses non alimentaires des ménages les plus pauvres » (Lachaud, 2001, p.23).

⁷ « The poverty incidence remained at seemingly high level, even increasing from 44,5% to 45,5%... This variation represents ...over 370 thousand new poor » (Fofack, Monga, Tuluy, 2001, p. 8).

⁸ Ces tests sont présentés dans d'autres études (Lachaud, 2003).

Tableau 1 : Mesures de la pauvreté en termes de ménages et d'individus selon le milieu – Burkina Faso 1998-2003¹

Année/indicateur	1998				2003				η^3		
	Incidence – $\alpha=0$ (erreur type)	Intensité – $\alpha=1$ (erreur type)	Inégalité – $\alpha=2$ (erreur type)	N	Incidence – $\alpha=0$ (erreur type)	Intensité – $\alpha=1$ (erreur type)	Inégalité – $\alpha=2$ (erreur type)	N	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
Ménages – enquêtes prioritaires											
Dépenses totales par tête²											
Ensemble	0,345 (0,005)	0,101 (0,002)	0,042 (0,001)	8 478	0,375 (0,006)	0,119 (0,002)	0,052 (0,001)	8 500	4,11*	6,27*	6,08*
Rural	0,416 (0,007)	0,123 (0,003)	0,052 (0,002)	6 563	0,435 (0,007)	0,140 (0,003)	0,062 (0,002)	6 732	2,30*	4,84*	5,01*
Urbain	0,103 (0,006)	0,024 (0,002)	0,009 (0,001)	1 915	0,147 (0,007)	0,039 (0,002)	0,015 (0,001)	1 768	4,03*	4,15*	3,50*
Dépenses totales – éch. d'équivalence⁴											
Ensemble	0,346 (0,006)	0,101 (0,002)	0,042 (0,000)	8 478	0,402 (0,006)	0,124 (0,002)	0,053 (0,001)	8 500	5,38*	6,17*	3,94*
Individus – enquêtes prioritaires											
Dépenses totales par tête²											
Ensemble	0,453 (0,007)	0,137 (0,003)	0,059 (0,002)	63 509	0,464 (0,007)	0,156 (0,003)	0,071 (0,002)	54 034	3,85*	15,48*	16,48*
Rural	0,510 (0,008)	0,157 (0,004)	0,068 (0,002)	52 917	0,523 (0,008)	0,179 (0,004)	0,082 (0,002)	39 471	3,86*	15,70*	16,79*
Urbain	0,165 (0,011)	0,040 (0,003)	0,015 (0,002)	10 592	0,199 (0,011)	0,055 (0,004)	0,022 (0,002)	14 563	6,41*	8,23*	7,08*
Sous-ensemble des dépenses par tête⁵											
Ensemble	0,546 (0,011)	0,183 (0,005)	0,082 (0,003)	- ⁸	0,464 (0,012)	0,153 (0,005)	0,068 (0,003)	- ⁸	-	-	-
Rural	0,611 (0,011)	0,208 (0,005)	0,094 (0,003)	- ⁸	0,524 (0,013)	0,176 (0,006)	0,079 (0,004)	- ⁸	-	-	-
Urbain	0,224 (0,019)	0,057 (0,006)	0,022 (0,003)	- ⁸	0,192 (0,017)	0,051 (0,005)	0,019 (0,002)	- ⁸	-	-	-
Dépenses totales par tête hormis le facteur de « correction » de 12,5%¹¹											
Ensemble	0,540 (0,007)	0,183 (0,003)	0,083 (0,002)	63 509	- ¹²	- ¹²	- ¹²	54 034	-26,01*	-20,67*	-15,35*
Rural	0,603 (0,008)	0,207 (0,004)	0,095 (0,002)	52 917	- ¹²	- ¹²	- ¹²	39 471	-24,41*	-19,13*	-13,84*
Urbain	0,224 (0,012)	0,060 (0,004)	0,024 (0,003)	10 592	- ¹²	- ¹²	- ¹²	14 563	-4,63*	-2,70*	-1,83**
Individus – comptabilité nationale											
Comptabilité nationale I⁶											
Ensemble	0,556	0,198	0,092	10,7 ⁹	0,459	0,156	0,071	12,1 ¹⁰	-	-	-
Comptabilité nationale II⁷											
Ensemble	0,531	0,183	0,084	10,7 ⁹	-	-	-	12,1 ¹⁰	-	-	-

(1) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke. Les lignes de pauvreté sont de 72 690 et 82672 F.Cfa par tête et par an, respectivement, en 1998 et 2003 ; (2) INSD [2004], Lachaud [2003] ; (3) Kakwani [1990]. Une (*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5% ; (4) Echelle d'équivalence : $EQ = (A + 0,6E_{0-4} + E_{5-14})^{0,53} = (A + 0,6E_{0-4} + E_{5-14})^{0,53}$, où A = adultes et E = enfants (Lachaud, 2000) ; (5) Tesliuc [2004] ; (6) Auteur. Courbe de Lorenz beta selon les dépenses de consommation finale des ménages courants (United Nations, 2004) ; les lignes de pauvreté sont de 72 690 et 82672 F.Cfa par tête et par an, respectivement, en 1998 et 2003 ; (7) Auteur. Courbe de Lorenz beta selon les dépenses de consommation finale des ménages aux prix de 2003, estimées selon le défateur implicite du PIB (United Nations, 2004) ; la ligne de pauvreté est de 82672 F.Cfa par tête et par an en 2003 ; (8) Non indiqué ; (9) Population de 10 730 330 individus ; (10) Population estimée à 12 113 748 personnes ; (11) Il s'agit des dépenses totales par tête auxquelles la proportion de 12,5 pour cent, ajoutée à tous les ménages en 1998 pour « correction de variation annuelle », a été enlevée uniformément à chaque famille ; (12) Valeurs identiques à celles inhérentes aux « Dépenses totales par tête », puisque le « facteur de correction » de 12,5 pour cent n'a pas été pris en compte dans les bases de données de 2003.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003 ; comptabilité nationale.

Les fondements de ces comparaisons reposent sur l'idée que les indicateurs de bien-être des ménages de 1998 et 2003 sont, *a priori*, largement comparables. Il en est ainsi pour plusieurs raisons. Premièrement, les deux investigations ont été réalisées avant les récoltes, c'est-à-dire lors de la « période de soudure » – respectivement, entre mai et août 1998, et avril et juillet 2003 –, contrairement à celle de 1994 – novembre 1994 à février 1998. Or, en Afrique, il est courant de constater une augmentation de la consommation au cours de la période post-récoltes. Il faut aussi remarquer que les deux enquêtes ont été effectuées après deux chocs importants, l'un interne lié à la sécheresse en 1998, l'autre externe inhérent à la chute des envois de fonds de Côte d'Ivoire. Deuxièmement, la variation du nombre de produits pour l'évaluation des dépenses de 1998 et de 2003 a peu changé – 74 à 89 –, contrairement à 1994 – 55⁹. Troisièmement, en 1998 et 2003, deux composantes des dépenses ont été traitées de la même manière. D'une part, les biens durables ont été pris en compte, et leur valeur a été annualisée – multipliée par 12. D'autre part, les services de logement n'ont pas été imputés dans

⁹ Les postes des produits alimentaires, non alimentaires, de la santé et de l'éducation étaient, respectivement, de : (i) 1994 : 23, 22, 5 et 5 ; (ii) 1998 : 33, 31, 5 et 5 ; (iii) 2003 : 39, 39, 5 et 6.

la consommation des ménages¹⁰. Quatrièmement, les périodes de référence pour la collecte des informations sur la consommation étaient identiques – 15 et 30 jours, respectivement, pour les produits alimentaires et non alimentaires –, ce qui implique un raccourcissement par rapport à 1994 en ce qui concerne les denrées alimentaires. Cinquièmement, les données sur la consommation ont été ajustées uniquement pour tenir compte des différences spatiales de prix, alors qu'en 1994, les variations mensuelles des prix inhérentes à la durée de l'enquête avaient été intégrées. Sixièmement, les lignes de pauvreté ont été élaborées selon la même méthode du coût des besoins de base, bien que seulement quatre produits, ayant des prix particulièrement volatiles en période de soudure, aient servi de référence : maïs, riz, mil, sorgho, et qu'aucune échelle d'équivalence n'a été prise en considération.

En deuxième lieu, malgré ces arguments, plusieurs éléments ont fondé l'élaboration d'un nouvel *indicateur partiel de consommation des ménages* (Tesliuc, 2004). Premièrement, pour des raisons théoriques, il importe d'exclure de la consommation les achats de biens durables – voitures, motocyclettes, bicyclettes, téléviseurs, réfrigérateurs, congélateurs –, certains investissements – meubles et installations sanitaires –, et les frais occasionnés par les cérémonies¹¹. Deuxièmement, des éléments de la consommation des ménages qui n'ont pas été appréhendés de la même façon en 1998 et 2003 sont également exclus : poisson et fruits à base de poisson, viandes autres que les viandes de volaille, légumes, prêt-à-porter, et textiles. A cet égard, l'indicateur partiel couvre 84 et 88 pour cent, respectivement, des consommations totales et alimentaires par habitant en 2003 – hors dépenses de biens durables, d'investissement et de cérémonies¹² –, mais ne représente, pour la même année, que 64,4 et 72,3 pour cent, respectivement, des dépenses totales et alimentaires par tête – y compris les biens durables, les investissements et frais de cérémonies enregistrées lors de l'enquête. Troisièmement, le montant d'un loyer sera imputé aux ménages qui ne donnent pas d'information sur le loyer payé ou l'estimation des revenus locatifs reçus. Quatrièmement, il a été décidé de n'appliquer aucun ajustement saisonnier pour les deux années, alors que la consommation par tête des ménages avait été majorée de 12,5 pour cent dans les bases de données de 1998 – sans que cela soit notifié dans aucune des publications. Cinquièmement, l'indice partiel englobe une liste de neuf produits qui correspondent aux groupes des sous-indices des prix à la consommation, calculés par l'INSD : (i) alimentation, boissons et tabacs ; (ii) vêtements et chaussures; (iii) loyers et équipements des ménages ; (iv) entretien du logement ; (v) santé ; (vi) transports ; (vii) loisirs ; (viii) éducation ; (ix) autres produits. A cet égard, les dépenses sont annualisées selon les types de périodes de référence, après ajustements des prix dans le temps et l'espace, afin d'obtenir un agrégat aux prix de 2003¹³. Enfin, par souci de conserver la même valeur de l'incidence de la pauvreté¹⁴, issue de l'analyse des bases de données originelles en 2003, la ligne de pauvreté a été déterminée de manière endogène, soit 72 110 F.Cfa aux prix de 2003.

Cette nouvelle approche donne une image assez différente de la dynamique de pauvreté entre 1998 et 2003 – tableau 1. En effet, au cours de cette période, l'incidence de la pauvreté aurait diminué de 8,2 points de pourcentage – 46,4 et 54,6 pour cent, respectivement, en 2003 et 1998. Par ailleurs, le déclin des privations monétaires est plus accentué en milieu rural que dans les villes. Ainsi, entre 1998 et 2003, le ratio de pauvreté serait passé de 61,1 à 52,4 pour cent dans les campagnes, et de 22,4 à 19,2 pour cent dans les centres urbains. Toutefois, le test de dominance stochastique de premier ordre ne semble pas vérifier la seconde tendance (Tesliuc, 2004, p.20), et un test de deuxième ordre serait opportun.

Dans ce contexte, le tableau 1 affiche des estimations de la dynamique de pauvreté fondées sur les données de la comptabilité nationale, réalisées par le présent auteur, qui semblent corroborer les enseignements inhérents à l'indicateur partiel de la consommation des ménages. Ces évaluations ont été effectuées en appliquant, pour les années 1998 et 2003, la distribution des dépenses par tête des familles, issue des enquêtes prioritaires, à la consommation finale des ménages, déterminée par les comptes nationaux¹⁵. A cet égard, la consommation finale des ménages de la comptabilité macro-économique – ou consommation privée – englobe la valeur marchande des biens et services, y compris les biens durables – voitures, machines à laver, etc. – acquis par les ménages. Cet agrégat exclut les achats de logements, mais prend en compte les loyers imputés pour leur

¹⁰ En 1998 et 2003, respectivement, 14 et 6 pour cent des ménages n'avaient pas indiqué de valeur locative, alors qu'en 1994, cette dernière avait été imputée dans la consommation.

¹¹ En principe, la valeur locative de ces produits doit être indiquée, car ils sont utilisés au cours d'une période qui excède la période de référence de l'enquête.

¹² Cependant, la couverture est plus large en 1998 – respectivement, 93 et 92 pour cent –, dans la mesure où le questionnaire de 1998 exclut les achats de certains articles – uniformes scolaires –, et inclut des éléments plus agrégés, ce qui tend à réduire les dépenses déclarées.

¹³ En 1998 et 2003, seul le différentiel de prix spatial avait été pris en compte.

¹⁴ Mais, l'intensité et la profondeur de la pauvreté ne demeurent pas identiques.

¹⁵ L'estimation a été réalisée avec POVCAL, les données sur la consommations finale étant organisées en déciles. Les résultats se réfèrent aux courbes de Lorenz Beta.

occupation, les paiements et les droits versés à l'Etat pour obtenir des licences, ainsi que les dépenses des institutions à but non lucratif au profit des ménages. Le tableau 1 présente deux estimations, l'une fondée sur les valeurs courantes de la consommation nationale et les lignes de pauvreté de 1998 et de 2003 élaborées par l'INSD, l'autre issue d'une estimation de la consommation agrégée aux prix de 2003 et du seuil de pauvreté inhérent à la même date¹⁶. Ainsi, on observe que l'incidence de la pauvreté, fondée sur les données de la comptabilité nationale et la ligne de pauvreté de 82 672 F.Cfa par tête et par an, est de 45,9 pour cent en 2003, une estimation très proche de celle basée sur l'indicateur *global* des dépenses des ménages¹⁷. De ce fait, entre 1998 et 2003, les privations monétaires auraient décliné entre 7,2 et 9,7 points de pourcentage, selon la méthode mise en oeuvre.

2. Des options analytiques questionnées

La nouvelle approche de la dynamique de pauvreté, fondée sur l'indicateur partiel des dépenses des ménages ou la comptabilité nationale, appelle plusieurs commentaires¹⁸.

En premier lieu, l'appréhension de l'évolution de la pauvreté entre 1994 et 2003 soulève un *problème d'information*, essentiellement imputable à la gestion de l'appui de la Banque mondiale à l'élaboration du profil de pauvreté de 1998. Deux niveaux doivent être considérés. D'une part, la correction par un « facteur d'ajustement saisonnier » d'un montant uniforme de 12,5 pour cent de la consommation des ménages en 1998, ne figure dans aucune des publications qui ont été diffusées (Ministry of Economy and Finance, 2000 ; World Bank, 2001 ; INSD, 2000 ; Fofack, Monga, Tuluy, 2001). Cela signifie que les chercheurs, utilisant les bases de données de l'INSD de l'enquête prioritaire de 1998, travaillent, sans en être informés, avec un agrégat des dépenses des ménages dont le montant, pour chacun de ces derniers, a été rehaussé de 12,5 pour cent. Une telle situation est très préjudiciable à la qualité de la recherche, déjà difficile à promouvoir dans les pays en développement, compte tenu des conditions qui prévalent. D'autre part, s'il est indiqué que le souci de cohérence avec la comptabilité nationale – dont la validité est discutée ci-après – explique l'introduction du facteur de correction, aucune information ne précise la méthodologie utilisée pour justifier le *niveau* de 12,5 pour cent (Tesliuc, 2004, p.10). A cet égard, est-il légitime d'introduire une correction *uniforme* selon les régions et le milieu ? Peut-on implicitement admettre que la variation de la consommation urbaine est comparable à celle de la consommation rurale au cours des diverses périodes de l'année ? Par conséquent, l'utilisateur des bases de données de 1998 est contraint, soit d'adopter, *de fait*, la correction proposée, soit de ne pas en tenir compte dans certaines analyses. En définitive, si le point positif aujourd'hui, selon nous, est *la connaissance de l'existence de ce facteur de correction* – six années après la réalisation de l'enquête –, le mode de gestion de l'appui de la Banque mondiale à l'élaboration du profil de pauvreté de 1998 a semé un trouble quant à la nature actuelle de l'agrégat des dépenses des bases de données de cette enquête prioritaire, une situation très regrettable compte tenu des efforts méritoires et de la qualité des actions de l'INSD.

En deuxième lieu, les conséquences de l'ajout et du retrait du facteur d'ajustement saisonnier, questionnent la *cohérence scientifique* des pratiques de recherche et de l'affichage des informations sur les profils de pauvreté. Pour des raisons selon nous très discutables – voir ci-après –, l'appui de la Banque mondiale lors de l'élaboration du profil de 1998 a conduit à introduire un facteur de correction de 12,5 pour cent, et à officialiser la stabilité, voire la légère progression de la pauvreté entre 1994 et 1998. Ainsi, le *Rapport sur le Développement dans le monde 2000/2001* de la Banque mondiale stipule que « Among seven African countries with data spanning the 1990s, four (Burkina Faso, Nigeria, Zambia, and Zimbabwe) experienced an increase in poverty, matching the regional pattern for the decade... » (World Bank, 2001, p. 25 et tableau 1.3)¹⁹. Or, l'étude récente de la Banque mondiale affirme que « l'idée d'élargir la comparaison [de la consommation totale]

¹⁶ Les données sur la consommation finale des ménages sont issues des statistiques des Nations unies pour 1998 et 2002 (United Nations, 2004). La consommation nationale de 2003 a été estimée en tenant compte d'une augmentation de 11,6 pour cent par rapport à 2002 (EUMOA, 2004). Ces informations sont proches de celle de World Bank (2003). En ce qui concerne l'évaluation de la consommation nationale de 1998 aux prix de 2003, le déflateur implicite du PIB a été utilisé : 124,7 et 147,7, respectivement, en 1998 et 2003 (United Nations, 2004). Enfin, les données sur la population sont tirées de World Bank (2003) pour 1998 à 2001. Pour 2003, un taux de croissance annuel de 2,4 pour cent a été appliqué. De ce fait, la population totale a été estimée à 10 730 330 et 12 113 748 personnes, respectivement, en 1998 et 2003.

¹⁷ En effet, le ratio de pauvreté fondé sur l'indicateur partiel de la consommation des ménages a été fixé au même niveau que celui qui émane de la consommation totale issue de l'enquête de 2003, et la ligne de pauvreté a été endogénéisée.

¹⁸ La présente étude n'aborde pas les questions d'échelle d'équivalence, de construction de ligne de pauvreté, et des tests de robustesse des comparaisons de pauvreté, notamment le test de dominance stochastique de deuxième ordre, qui n'est pas mis en oeuvre par l'étude de Tesliuc (2004).

¹⁹ Ce résultat avait aussi été présenté par R.Kanbur, lors d'un séminaire à Paris la même année.

1998-2003 à 1994 n'est pas seulement hasardeuse, mais elle produira aussi une valeur globale de bien-être plus imprécise...» (Tesliuc, 2004, p.5). En outre, « la discordance qui existait entre les tendances de la pauvreté et la dynamique du PIB et de l'inégalité, n'a pas dissuadé les chercheurs d'effectuer ces analyses indues »²⁰. En vérité, même si les enquêtes de 1994 et 1998-2003 ont été faites à des périodes différentes, l'introduction du facteur de correction saisonnier est probablement injustifiée pour deux raisons. D'une part, comme cela sera développé ci-après, la référence aux comptes nationaux est une erreur, l'appréhension du bien-être aux niveaux macro et micro pouvant donner des informations différentes (Deaton, 2002). D'autre part, l'augmentation possible de la consommation en période post-récolte en 1994, comparativement à la période de soudure de 1998, a pu être compensée par l'effet d'une période de référence plus longue en 1994 qu'en 1998 ou 2003 – 30 jours contre 15 jours –, en ce qui concerne la consommation alimentaire des ménages. En effet, certaines études récentes montrent que le raccourcissement de la période de référence accroît considérablement la consommation enregistrée (Deaton, 2003)²¹. Dans ces conditions, compte tenu de l'ampleur éventuelle de l'effet du raccourcissement de la période de référence pour les biens alimentaires à partir de 1998, il est probable que l'incertitude quant à la comparaison de 1994 à 1998 soit surtout due à une divergence inhérente à la structure des dépenses, précédemment soulignée²². Si l'on exclut une forte interférence de ce facteur, les ratios de pauvreté seraient de 44,5, 54,0²³ et 46,4 pour cent, respectivement, en 1994, 1998 et 2003. *En d'autres termes, la pauvreté n'aurait pas diminué entre 1994 et 2003.* En outre, entre 1994 et 1998, les privations pourraient même être comparables si l'effet du raccourcissement de la période de référence domine l'effet de l'ajustement saisonnier, une situation qui n'est pas à exclure compte tenu de l'ampleur du premier effet en termes de rehaussement de la consommation alimentaire et totale constatée en Inde, par exemple.

En troisième lieu, l'introduction du facteur de correction de 12,5 pour cent en 1998 par la Banque mondiale est, en grande partie, injustifiée. Outre l'argument inhérent à la compensation entre les effets du raccourcissement de la période de référence et la collecte des informations en période post-récolte, la motivation explicite de cette approche, liée à un souci de cohérence avec les comptes nationaux, peut être questionnée. En effet, il est indiqué que « pour tenir compte du fait que les données de 1998 avaient été recueillies pendant la 'période de soudure', la consommation par habitant de tous les ménages a été majorée de 12,5 pour cent. La raison qui a motivé cet ajustement était d'obtenir un chiffre de 'consommation annuelle' plus proche de celui du système de comptabilité nationale » (Tesliuc, 2004, p.10). En outre, il est considéré que les enquêtes auprès des ménages ne fournissent qu'une pauvreté instantanée, qui n'est pas comparable avec les privations dérivées d'un « agrégat annuel idéal du genre de ceux que l'on trouve dans le système de comptabilité nationale » (p.12).

A cet égard, deux observations concourent à affaiblir l'opportunité de cette affirmation. Premièrement, les informations affichées au tableau 1 montrent que *les estimations de la pauvreté, fondées sur les données de la comptabilité nationale, sont précisément cohérentes avec toutes les estimations qui omettent le facteur de correction de 12,5 pour cent en 1998.* Ainsi, lorsque les dépenses de consommation finale des ménages sont déflatées et évaluées aux prix de 2003, la référence à la ligne de pauvreté de l'INSD de 82 672 F.Cfa par tête et par an engendre un taux de pauvreté de 53,1 pour cent, valeur tout à fait comparable à celles qui émanent de l'indicateur partiel – 54,6 pour cent – ou des dépenses totales hormis le facteur de correction de 12,5 pour cent – 54,0 pour cent. Il en est de même si les deux seuils de pauvreté de l'INSD et les agrégats de la consommation finale des ménages aux prix courants sont utilisés. Deuxièmement, cette affirmation est à contre-courant de ce qu'enseigne la littérature actuelle, et les arguments avancés récemment par Deaton (2002 ; 2003), selon lesquels « il ya quelques raisons générales de supposer que les enquêtes sont probablement plus précises [que les compte nationaux] lorsqu'il s'agit de mesurer la pauvreté » (Deaton, 2002, p.2.15), ont une certaine force, surtout dans le contexte du Burkina Faso. Quelques éléments d'analyse permettent de fixer les idées.

(i) Les informations issues des comptes nationaux ne sont pas nécessairement plus précises que celles émanant des enquêtes. La consommation finale est un « résidu », issue des statistiques de production des différents biens, lorsque la consommation de l'Etat, les consommations intermédiaires, l'investissement, et les exportations nettes ont été déduites. Beaucoup de ces calculs étant faits en volume, le recours à des indices de prix est indispensable. L'absence de mesure directe de la consommation nationale peut induire la présence de

²⁰ Tesliuc (2004), p.1.

²¹ A l'aide des informations du NSS, l'Inde a réalisé plusieurs expériences entre 1989 et 1998, en remplaçant la période de référence de 30 jours pour tous les produits par une période de 7 jours pour les dépenses alimentaires et le tabac, et une période de référence de 365 jours pour les biens durables et autres produits. Il en est résulté une augmentation des dépenses alimentaires de 30 pour cent, et des dépenses totales de 17 pour cent (Deaton, 2002). Ce phénomène est lié à un « trade off » entre, d'une part, la précision de la mémoire en courte période, et, d'autre part, la correspondance entre les achats et la consommation en longue période.

²² Nombre de produits plus faible en 1994, comparativement à 1998 et 2003.

²³ Tableau 1. Ratio calculé en l'absence du facteur de correction saisonnier de 12,5 pour cent.

nombreuses erreurs cumulatives²⁴, et conduire à exclure beaucoup de services hors marchés – auto-consommation, cadeaux, salaires en nature.

(ii) La part des revenus issue des activités informelles dans le PIB décroît avec le niveau de développement. Par conséquent, la « formalisation » croissante de l'économie conduit à surestimer la croissance du PIB – de plus en plus d'activités informelles sont enregistrées par les comptes nationaux. En outre, puisque la consommation des enquêtes auprès des ménages capte une partie des activités informelles²⁵, le ratio dépenses des enquêtes/consommation de la comptabilité nationale pourrait décliner dans le temps²⁶, et demeurer supérieur à un dans les pays pauvres²⁷. De ce fait, plus les pays sont pauvres, plus l'estimation de la pauvreté par la comptabilité nationale sera forte, comparativement aux approches fondées sur les enquêtes (UNCTAD, 2002).

(iii) Des divergences conceptuelles prévalent entre la consommation de la comptabilité nationale et les dépenses des ménages appréhendées par les enquêtes²⁸. En effet, contrairement à ces dernières, la comptabilité nationale inclut les éléments suivants : consommation des loyers imputés des propriétaires qui occupent un immeuble²⁹, consommation associée aux coûts imputés de l'intermédiation financière – écart entre le taux d'intérêt payé par les emprunteurs et le taux d'intérêt reçu par ces derniers –, consommation liée aux profits non distribués des sociétés, consommation des institutions à but non lucratif au profit des ménages³⁰, et revenus de la contribution des employeurs aux fonds de pensions. Par contre, les enquêtes prennent en compte un élément qui n'est pas intégré dans les comptes nationaux : la composante des revenus annuels qui représente la dépréciation des actifs. Dans ces conditions, deux conclusions semblent émerger. D'une part, puisque les éléments pris en compte dans les comptes nationaux et omis par les enquêtes sont vraisemblablement plus importants pour les ménages aisés que pour les familles démunies, l'agrégat des dépenses inhérent aux investigations micro-économiques, même sous-estimé, demeure un bon indicateur de bien-être pour les pauvres. D'autre part, dans la mesure où les composantes omises de la consommation des enquêtes sont élastiques par rapport au revenu, le développement économique est susceptible d'accroître l'écart entre l'agrégat des comptes nationaux et celui des enquêtes. Par conséquent, l'utilisation des comptes nationaux pourrait surestimer la croissance de la consommation et, de ce fait, en même temps le déclin du ratio de pauvreté. A cet égard, Deaton (2002) fait observer que les estimations de la pauvreté à l'aide des comptes nationaux, notamment celles du rapport de l'UNCTAD (2002), produisent des mesures relativement plus élevées pour les pays très pauvres, et relativement plus faibles pour les pays à revenu intermédiaire. Cette évidence empirique pourrait constituer un solide argument en faveur de l'utilisation des enquêtes auprès des ménages pour mesurer la pauvreté.

(iv) L'estimation de la pauvreté à l'aide de la comptabilité nationale, comme celle qui est affichée au tableau 1, consiste à *appliquer à la consommation moyenne agrégée la distribution des dépenses issue des enquêtes*. Dans la mesure les distributions des années 1998 et 2003 ont été utilisées, la méthode tient compte de l'évolution des disparités du niveau de vie des ménages. Néanmoins, comme le fait remarquer Deaton (2002), un autre biais est possible, puisque les ressources dont la distribution est mesurée dans les enquêtes diffère de celles qui sont sous-jacentes aux comptes nationaux. En effet, les éléments englobés par ces derniers, et omis par les enquêtes, ne sont pas intégrés dans la mesure de la distribution des ressources des enquêtes. De ce fait, s'ils évoluent différemment selon le niveau de vie, notamment en faveur des plus riches, la distribution des dépenses des enquêtes, appliquée à la consommation nationale, comporte un biais. Il se peut même que l'augmentation des inégalités induise un écart croissant entre les agrégats macro et micro-économiques³¹.

Pour toutes ces raisons, « les mesures de la pauvreté fondées sur les comptes nationaux peuvent être trompeuses, et probablement susceptibles, en pratique, de surestimer la réduction de la pauvreté dans le temps,

²⁴ Par exemple, pour les produits alimentaires dont la part est importante dans les pays pauvres, la production intérieure est souvent estimée en multipliant les surfaces cultivées par les rendements.

²⁵ Les acheteurs de ces services, contrairement aux producteurs, ne sont pas incités à dissimuler ces dépenses. Et, les individus qui ont des revenus importants, issus de sources qu'ils ne veulent pas déclarer, peuvent néanmoins reporter la consommation qui est financée par ces revenus – effet « Al Capone », selon Deaton (2002).

²⁶ Il semble que cela prévaille au Burkina Faso. Le rapport entre la consommation – totale – moyenne des enquêtes –, évaluée par rapport aux individus –, et la consommation moyenne de la comptabilité nationale était de 1,2 et 1,0, respectivement, en 1998 et 2003.

²⁷ Deaton (2002) retrace le débat en Inde sur cette question, et met en évidence les problèmes liés à la détermination dans les comptes nationaux. Par exemple, une révision de l'estimation de la valeur nominale des fruits et légumes en 1993-94, a conduit à multiplier cette dernière par deux dans la version des comptes de 1998 et 1999.

²⁸ Il est à remarquer que, ni la consommation des comptes nationaux, ni les dépenses des enquêtes n'incluent certains éléments des dépenses publiques qui contribuent au niveau de vie, tels que l'éducation, la santé et la défense. Toutefois, l'utilisation du PIB, et non la consommation, permet d'inclure ces dépenses.

²⁹ Dans certains cas, comme au Burkina Faso, on peut imputer la valeur locative du logement des propriétaires.

³⁰ Cette consommation est inséparable de celle des ménages. Par exemple, en Inde, il existe une ONG dans presque chaque village.

³¹ Des revenus élevés ont plus de chance de figurer dans les comptes nationaux que dans les enquêtes.

ainsi que les écarts de pauvreté entre les pays. Au contraire, les enquêtes auprès des ménages devraient être utilisées pour estimer l'étendue de la pauvreté, en mesurant directement le niveau de vie des ménages pauvres, plutôt qu'en les imputant au terme d'une longue chaîne de déductions, dont beaucoup de liens sont faibles ou absents. Dans certains cas, les enquêtes n'existent pas...[et les mesures à l'aide des comptes nationaux] doivent être considérées pour ce qu'elles sont...et non traitées sur le même pied que les mesures directes du niveau de vie des pauvres » (Deaton, 2002, p.2.22).

En quatrième lieu, l'étude de la Banque mondiale recourt également aux indicateurs non monétaires pour justifier la nouvelle approche de la dynamique de pauvreté monétaire, et indique que « la plupart des indicateurs de bien-être non monétaires tirés des enquêtes signalent une amélioration continue dans l'éducation et la santé des ménages » (Tesliuc, 2004, p.4). Cette approche appelle plusieurs observations. Premièrement, l'étude ne retient que quatre indicateurs – taux d'alphabétisation des adultes, taux brut de scolarisation, taux de morbidité et utilisation d'installations de santé modernes –, en les examinant individuellement, alors que le niveau de vie des ménages est fonction d'un ensemble plus vaste d'indicateurs non monétaires. Le tableau A1, en annexe, affiche les indicateurs non monétaires utilisés dans la présente étude. Deuxièmement, le taux brut de scolarisation est un indicateur partiel du niveau de vie des familles, dans la mesure où toutes ne scolarisent pas des enfants. Les données des enquêtes de 1998 et 2003 montrent que, respectivement, 21,2 et 23,7 pour cent des ménages n'ont pas d'enfants de 7-19 ans. S'agissant de l'absence des enfants de 7-12 ans, les proportions respectives sont de 35,0 et 40,7 pour cent³². Ainsi, non seulement il serait préférable de considérer le *taux net* de scolarisation, mais également, il pourrait être opportun de se référer à un *indicateur combiné d'instruction* des adultes et des enfants, afin d'appréhender la dynamique du capital humain de l'ensemble des familles³³. D'une manière plus générale, il est hasardeux d'inférer une dynamique du niveau de vie des ménages fondée sur l'évolution d'indicateurs partiels. Peut-on affirmer que la pauvreté a augmenté entre 1998 et 2003 parce que l'incidence du retard de croissance, plutôt inhérent au statut de santé de longue période, est passé de 41,8 à 50,9 pour cent, même si la tendance est confirmée par les enquêtes démographiques et de santé de 1992-93 et 1998-99 ? (Lachaud, 2003). De même, peut-on suggérer que les privations se sont accrues entre 1992-93 et 1998-99 parce que le taux de mortalité infanto-juvénile a augmenté de 187 à 219 pour mille ? Troisièmement, l'étude de la Banque mondiale s'appuie aussi sur l'indicateur de morbidité pour justifier le nouvel examen de la dynamique de pauvreté monétaire. Or, ce dernier est plus faible pour les ménages pauvres que pour les ménages aisés – 4,3 et 9,2 pour cent, respectivement –, un résultat désormais classique, les pauvres ne déclarant pas leur état de morbidité ou n'ayant pas consulté. En outre, la dynamique de morbidité serait plutôt « pro-riches », le taux de morbidité n'ayant décliné que de 0,4 points de pourcentage pour les pauvres, contre 2,7 points de pourcentage pour les riches³⁴.

En dernier lieu, l'étude de la Banque mondiale n'échappe pas aux limites des approches monétaires conventionnelles de la pauvreté, c'est-à-dire l'absence de dissociation *ex ante* des types de pauvreté par rapport à la vulnérabilité. En d'autres termes, la dynamique de pauvreté élaborée procède à un examen *ex post* de la configuration du bien-être des individus ou des ménages, alors que le cheminement de ce dernier s'inscrit dans la durée, d'où un risque de variation du niveau de vie au cours d'une période donnée. Dans ces conditions, la stratification des groupes par rapport au concept de *vulnérabilité*, c'est-à-dire la capacité pour les individus, les ménages ou les communautés de réaliser les ajustements nécessaires pour protéger leur bien-être lorsqu'ils sont exposés à des événements externes défavorables, présente deux avantages. D'une part, elle est susceptible de renforcer les fondements des politiques publiques, en intégrant d'emblée la dimension temporelle du bien-être des ménages. Par exemple, la distinction entre la pauvreté durable – inhérente à la faiblesse de la consommation moyenne – et la pauvreté transitoire – due à une variation de la consommation – peut conduire à promouvoir des actions différenciées – plus axées sur la distribution des actifs pour la première, alors que la seconde appelle peut-être la mise en place de filets de sécurité adéquats. D'autre part, la considération de la vulnérabilité conduit à examiner également la situation des groupes non pauvres par rapport à leur probabilité de pauvreté. Il est à remarquer que, même en l'absence de données de panel, ce qui est le cas pour le Burkina Faso, il est possible de prendre en compte le risque dans les investigations sur la pauvreté et l'inégalité (Lachaud, 2003). Ainsi, la baisse de la pauvreté supposée ne renseigne pas sur la dynamique relative des formes transitoire et durable des privations.

³² Pour 1998 et 2003, 41,1 et 44,4 pour cent des ménages n'ont pas d'enfants de 13-19 ans.

³³ Une analyse des interactions entre les indicateurs monétaires et non monétaires de la pauvreté, à l'aide des informations des enquêtes prioritaires de 1994-95, est contenue dans Lachaud (2002).

³⁴ Ajoutons que les éléments quantitatifs disponibles ne permettent de déterminer que les « fonctionnements » observés reliés au niveau de *bien-être effectif*, alors que l'espace des capacités (A. Sen), englobant les combinaisons de fonctionnements, se réfère à la liberté de réaliser le bien-être. Néanmoins, cette observation n'est pas spécifique à l'étude de la Banque mondiale.

Ces questionnements conduisent à tester la dynamique des privations en utilisant un ensemble d'indicateurs non monétaires.

3. **L'appréhension de la pauvreté non monétaire : options méthodologiques**

La présente étude tente d'appréhender la dynamique du niveau de vie des ménages à l'aide d'un ensemble d'actifs physiques, humains et sociaux. A cet égard, deux options méthodologiques sont mises en oeuvre : l'une fondée sur une analyse en composantes principales non linéaire, l'autre par rapport à une mesure micro-multidimensionnelle de la pauvreté en termes des capacités. Préalablement, la spécification des indicateurs non monétaires est exposée.

1. **La spécification des indicateurs non monétaires**

Les actifs des ménages pris en compte dans l'élaboration de l'indice non monétaire de bien-être concernent trois dimensions : la possession d'actifs physiques au niveau des familles, l'ampleur du capital humain en termes d'éducation, relatif au chef de ménage et aux membres du groupe, et les ressources sociales appréhendées par les envois de fonds nationaux et étrangers. Néanmoins, afin de préserver les possibilités de comparaison entre 1998 et 2003, seuls les actifs, identifiés de manière homogène aux niveaux conceptuel et méthodologique au cours des deux années, ont été considérés. Le tableau A1, en annexes, affiche cette information, complétée par les observations qui suivent.

En premier lieu, les actifs physiques des ménages concernent deux éléments : les caractéristiques de l'habitation et la disponibilité de biens durables.

Les éléments relatifs à l'habitat et au confort, pris en compte par les enquêtes prioritaires, concernent plusieurs aspects, stratifiés comme suit³⁵ : (i) nature des murs – béton, pierres, parpaing, ciment ; briques cuites, tôles ; terre, briques de terre ; paille ; autres matériaux ; (ii) nature de la toiture – béton, tuiles ; tôles ; terre battue ; paille, autres matériaux ; (iii) nature du sol – carreau ; ciment ; terre battue, sable ; autres matériaux ; (iv) nombre de personnes par pièce ; (v) existence d'une zone lotie ; (vi) présence d'une pièce aménagée pour la cuisine ; (vii) type d'aisance – chasse avec fosse ; latrines à fosse ; latrines ordinaires ; nature et autre lieu ; (viii) mode d'évacuation des ordures – poubelle ; fosse ; bac ; immondices publiques ; immondices privées ; rue et autre ; (ix) mode d'accès à l'eau pour la boisson – robinet intérieur propre ; robinet intérieur partagé ; fontaine publique ; forage ; puits avec buses ; puits ordinaire ; rivière, cours d'eau, lac, autre ; (x) énergie pour la cuisson des aliments – électricité, gaz ; pétrole ; bois ; charbon de bois ; autre ; (xi) énergie pour l'éclairage – électricité, solaire, batterie ; gaz, torche ; pétrole ; bois ; bougie, autre.

Les avoirs du ménage comprennent les biens appartenant au ménage de plein droit ou acquis à crédit, mais excluent ceux qui sont partagés avec un tiers. A cet égard, l'étude considère un nombre limité de biens fonctionnels du ménage, liés aux transports, à l'habitation ou à la communication : fer à repasser ; réfrigérateur ; télévision ; radio ; machine à coudre ; cuisinière moderne – gaz ; bicyclette ; mobylette ; moto ; automobile, véhicule privé ; téléphone. La prise en compte des actifs précédemment spécifiés appelle plusieurs observations. Tout d'abord, des actifs identifiés par les enquêtes prioritaires n'ont pas été intégrés dans l'analyse, soit parce que leur disponibilité relevait surtout de l'exercice d'une activité économique spécifique dans un milieu donné – tracteur, charrue, charrette –, soit parce que les informations collectées n'étaient pas suffisamment homogènes selon les investigations – terre, cheptel. Ensuite, il existe une incertitude quant à la spécification de certains avoirs des ménages. En effet, les enquêtes indiquent l'existence des actifs, mais ne permettent pas de préciser les quantités. Par conséquent, l'étude suppose implicitement qu'un seul élément de l'actif recensé est disponible par ménage.

En deuxième lieu, les actifs humains ont été mesurés selon deux indicateurs. D'une part, le niveau d'instruction du chef de ménage : supérieur ; secondaire deuxième cycle ; secondaire premier cycle ; primaire complet ; primaire incomplet ; sans instruction. D'autre part, le taux combiné de l'inverse du taux de scolarisation net des 7-14 ans et du taux d'analphabétisme des 15 ans et plus, la pondération étant, respectivement, des deux tiers et du tiers.

En dernier lieu, les actifs sociaux sont appréhendés, pour chaque année, par le ratio du montant des transferts réels reçus – déflatés par un indice régional des prix – et du seuil de pauvreté. La prise en

³⁵ Pour chaque actif, l'énumération des catégories suit un ordre de précarité croissante.

considération de cette forme de capital social s'explique par la tradition d'émigration des burkinabè vers les pays voisins, source d'envois de fonds importants, et surtout par l'impact potentiel de la crise ivoirienne depuis le début des années 2000. En effet, alors qu'en 1998, 35,8 pour cent des ménages étaient destinataires d'envois de fonds du Burkina Faso ou de l'étranger – y compris les transferts divers –, en 2003, seulement 17,3 pour cent des familles étaient concernées par le processus de redistribution. En outre, si plus de la moitié des ménages ayant des transferts bénéficiaient d'une redistribution en provenance de Côte d'Ivoire en 1998 – 21,1 pour cent –, ils n'étaient plus que 4,8 pour cent en 2003, soit le quart des familles recevant des envois de fonds. De ce fait, le volume des transferts de Côte d'Ivoire a chuté de 67,8 pour cent en termes réels entre 1998 et 2003, une évolution confirmée par les statistiques de la BCEAO concernant l'« épargne rapatriée » de ce pays (Lachaud, 2004).

Finalement, observons que, dans l'optique des capacités de Sen, les éléments quantitatifs disponibles relatifs aux actifs ne permettent de déterminer que les « fonctionnements » observés, reliés au niveau de *bien-être effectif*, d'où l'impossibilité d'appréhender la *liberté de choisir* entre différentes combinaisons de fonctionnements.

2. L'approche en composantes principales non linéaire

Il est parfois soutenu qu'un indice, fondé sur la disponibilité de certains actifs des ménages, peut constituer une bonne approximation de la richesse à *long terme* de ces derniers (Filmer, Pritchett, 1998 ; Sahn, Stifel, 2000). A cet égard, la présente étude utilise l'analyse en composantes principales non linéaire pour construire un indice de bien-être des ménages fondé sur les actifs précédemment indiqués. Outre la recherche de réduction du nombre de dimensions des données, commune avec l'approche linéaire, l'intérêt de l'analyse en composantes principales non linéaire est de permettre aux variables d'être codées à différents niveaux – nominal, ordinal, numérique. En effet, un développement important de l'analyse des données multidimensionnelles a consisté à quantifier de manière optimale des variables catégorielles ou qualitatives³⁶. Par exemple, les variables nominales sont quantifiées de façon optimale par rapport au nombre de dimensions spécifiées. Cette forme de codage optimal est une approche générale pour traiter les données qualitatives multivariées. Quelques éléments permettent de fixer les idées.

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

L'analyse en composantes principales non linéaire avec codage optimal quantifie les objets – les cas, ménages ou individus – en attribuant à chacun une valeur spécifique, un score. Habituellement, les scores des objets – coordonnées des variables – sont normalisés de manière à avoir une moyenne nulle et une variance unitaire³⁷. Par conséquent, la normalisation identifie les scores des variables comme les corrélations entre les variables et les p dimensions de l'espace inhérent aux objets. Dans ce contexte, la proportion de variance expliquée – représentée par les coordonnées du barycentre, les coordonnées vectorielles et le total – par chaque dimension, les corrélations entre composantes principales – dimensions – et variables initiales, et le graphe des coordonnées factorielles des actifs, permettent de porter une appréciation sur la validité du modèle³⁸.

Dans l'étude, l'élaboration de l'indice de bien-être des ménages, à partir de l'analyse en composantes principales non linéaire inhérente aux actifs, est fondée sur un facteur d'économies d'échelle égal à zéro – coût

³⁶ Meulman (1998) présente les méthodes de qualification optimale pour l'analyse des données qualitatives, ainsi qu'une importante bibliographie sur cette question.

³⁷ Cela permet de s'affranchir du problème des unités de mesure. Le terme général est alors pour la variable k : $(x_{ik} - \bar{x}_k)/s_k$, où s_k = écart type de k .

³⁸ L'analyse en composantes principales non linéaire est réalisée avec SPSS qui s'appuie sur l'utilisation du programme élaboré par le Data Theory Scaling System Group de l'université de Leiden aux Pays-Bas. En outre, la méthode de normalisation optimise l'association entre les variables.

marginal nul de tous les membres supplémentaires au-delà du premier –, c'est-à-dire en supposant que tous les paramètres d'accès aux actifs se réfèrent au *ménage*. De ce fait, toutes les variables sont ordinales. Cette option analytique induit une variance expliquée pour 1998 de 34,9 et 7,7 pour cent, respectivement, pour les dimensions un et deux. Pour 2003, les proportions sont de 37,3 et 6,8 pour cent – tableau A2, en annexes. En outre, le tableau A2 montre que pour les deux années, la majorité des corrélations entre la première composante et les variables initiales sont positives. Ajoutons que les informations relatives aux deux années n'ont pas été agglomérées, de manière à tenir compte des variations éventuelles des coefficients des actifs au cours de la période³⁹.

Par ailleurs, afin de mesurer la pauvreté et sa dynamique au cours de la période considérée, les indices d'actifs inhérents aux deux dates ont été multipliés par (-1), et augmentés d'une constante – 20, dans le cas présent –, pour éliminer les valeurs négatives. En outre, deux lignes de pauvreté ont été fixées pour 1998 par rapport, respectivement, aux 25^{ème} et 40^{ème} percentiles⁴⁰. Ces lignes de pauvreté ont ensuite été appliquées à l'indice d'actifs de 2003, et l'incidence, la profondeur et l'inégalité des privations sont calculées selon les régions et les milieux urbain et rural. De plus, la statistique η , testant l'hypothèse nulle que les écarts de pauvreté de deux échantillons sont statistiquement non significatifs – tableaux 2 et 3 –, ainsi que les tests de dominance stochastique de deuxième ordre, permettent d'évaluer la robustesse des comparaisons.

3. L'indicateur de pauvreté micro-multidimensionnel⁴¹

L'étude met en oeuvre également une mesure micro-multidimensionnelle de la pauvreté en termes de capacités, fondée sur un indice décomposable à la fois selon des sous-groupes et des attributs – ou facteurs – inhérents aux ménages ou aux individus. A cet égard, l'indice utilisé – Chakravarty, Mukherjee et Ranade (1997) ; Bourguignon, Chakravarty (1998) –, représente une extension de la décomposition unidimensionnelle des mesures FGT, et, en même temps, une tentative d'« opérationnalisation » de l'approche des « capacités » de Sen. Alors que les indices FGT opèrent une décomposition uniquement selon des sous-groupes, l'approche de Chakravarty, Mukherjee et Ranade génère un indice de pauvreté additif à la fois selon les sous-groupes et les attributs. Dans cette optique, la mesure générale de la pauvreté qui en résulte représente une moyenne pondérée des indices particuliers des sous-groupes et des facteurs, les pondérations étant, respectivement, les parts de la population des sous-groupes et les niveaux de pauvreté individuels ou des ménages en termes de besoins essentiels. Ainsi, la double décomposition est en mesure de spécifier les combinaisons de « sous-groupes-attributs » pour lesquelles les niveaux de pauvreté sont les plus élevés. Par ailleurs, il est possible d'évaluer les contributions des différents sous-groupes et facteurs à la pauvreté de l'ensemble de la population. Quelques éléments inhérents à cet indice permettent de fixer les idées⁴².

Supposons un indice de pauvreté multidimensionnel P , représenté par $P(X ; z)$, indiquant un niveau de pauvreté associé avec la matrice X des besoins essentiels et des seuils minima acceptables z de ces derniers. Soit $x_{ij} \in X$ la quantité du i ème besoin essentiel possédée par l'individu i ($i=1, \dots, n$)⁴³. Pour chaque besoin essentiel, un niveau de subsistance, correspondant à un minimum acceptable, est déterminé. Soit $z=(z_1, z_2, \dots, z_k)$ le vecteur des seuils minima des k attributs, où $z \in R^k_{++}$, l'ensemble strictement positif de R^k . Une personne i est considérée comme pauvre en termes de l'attribut j si sa dotation en besoin essentiel j n'excède pas le niveau de subsistance, soit : $x_{ij} \leq z_j$ ⁴⁴. A cet égard, il importe de remarquer qu'une personne ou un ménage est considéré comme pauvre si $x_{ij} \leq z_j$ pour au moins un j . Cela signifie qu'une personne est pauvre même si cette situation ne prévaut pas pour tous les besoins essentiels considérés. Par ailleurs, pour tout $X \in M$, la taille correspondante de la population est $n(X)$ – ou n –, et l'ensemble des pauvres par rapport au besoin essentiel j est $S_j(X)$ – ou $S_j = \{1 \leq i \leq n ; x_{ij} \leq z_j\}$. En outre, la mesure de S_j , le nombre de pauvres par rapport à j est $q_j(x)$ ou q_j . En supposant que a_j représente la pondération accordée aux besoins essentiels j ⁴⁵, et que $g(t) = [f(t)-c]/(1-c)$ soit une fonction de dénuement telle

³⁹ Un test avec des données groupées donne des résultats identiques. Le cheminement inverse conduit Sahn et Stifel (2000) à une conclusion analogue.

⁴⁰ Cette procédure ne modifie pas les informations sur la « richesse » relative des ménages.

⁴¹ Cette présentation méthodologique est empruntée à Lachaud (2002).

⁴² La notation est celle de Chackravarty, Mukherjee, Ranade (1997).

⁴³ S'il y a n personnes, la i ème possède un vecteur k de $x_i \in R^k_+$ de besoins essentiels, où R^k_+ est l'ensemble positif de l'espace euclidien R^k . M^n représente l'ensemble de toutes les matrices $n \times k$ constituées par des nombres réels positifs. Ainsi, $X \in M^n$ indique une combinaison sous forme matricielle de k attributs – ou besoins essentiels – possédés par n personnes. La i ème ligne de X est x_i – le vecteur k de besoins essentiels de i –, tandis que la j ème colonne de X représente la répartition des besoins essentiels j parmi les n personnes.

⁴⁴ Dans la présente étude, on considérera $x_{ij} < z_j$.

⁴⁵ On note que les a_j sont des constantes >0 telles que : $\sum_{j=1}^k a_j = 1$

que la valeur réelle g , définie sur $[0, \infty]$, soit continue, décroissante et convexe⁴⁶, l'indice normalisé de pauvreté micro-multidimensionnel sur l'intervalle $[0, 1]$ est exprimé par [1].

$$P(X; z) = 1/n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k a_j g(x_{ij}/z_j) \quad [1]$$

Chakravarty, Mukherjee et Ranade montrent que l'indice $P(X; z)$ satisfait les principaux axiomes de la pauvreté, ce qui confère à l'analyse une certaine robustesse⁴⁷. En fait, les indices $P(X; z)$ dépendront de la forme que l'on donnera à g lors de l'agrégation des manques des différentes personnes pour les différents attributs. A cet égard, Chakravarty, Mukherjee et Ranade explorent plusieurs formes de la fonction g , parmi lesquelles deux d'entre elles retiennent l'attention de la présente recherche.

En premier lieu, lorsque $f_1(t) = (1 - t^e)$, pour $0 \leq t \leq 1$, avec $0 \leq e \leq 1$, et $f_1(t) = 0$ pour $t > 1$, [1] devient :

$$P_e(X; z) = 1/n \sum_{j=1}^k \sum_{i \in S_j} a_j [1 - (x_{ij}/z_j)^e] \quad [2]$$

Dans ce cas, e reflète le degré d'aversion pour la pauvreté, et P_e s'accroît lorsque e s'élève⁴⁸. Si $e=1$, P_e peut s'écrire selon [3].

$$P_1(X; z) = 1/n \sum_{j=1}^k \sum_{i \in S_j} a_j [(z_j - x_{ij})/z_j] = \sum_{j=1}^k a_j H_j I_j \quad [3]$$

où $H_j = q_j/n$ est le ratio de pauvreté pour l'attribut j , tandis que le ratio d'écart de pauvreté pour le besoin essentiel j est donné par $\sum_{i \in S_j} [(z_j - x_{ij})/z_j]$. Ainsi, lorsque H_j est donné, une élévation de I_j accroît l'indice de pauvreté.

En deuxième lieu, si g est exprimé par $f_2(t) = (1 - t)^\alpha$, pour $0 \leq t \leq 1$, avec $\alpha \geq 1$, et $f_2(t) = 0$ pour $t > 1$, [12] s'écrit selon [4]⁴⁹.

$$P_\alpha(X; z) = 1/n \sum_{j=1}^k \sum_{i \in S_j} a_j [1 - (x_{ij}/z_j)]^\alpha \quad [4]$$

L'analyse de Charckravarty, Mukherjee et Ranade permet également de calculer les contributions des sous-groupes et des facteurs à la pauvreté nationale. La contribution du sous-groupe i en pourcentage à la l'ensemble de la pauvreté est exprimée par : $\{(n_i/n) * [P(X^i; z)/P(X; z)] * 100\}$, où n_i est l'effectif des individus ou des ménages du groupe i , $P(X^i; z)$ l'indice de pauvreté du groupe i et $P(X; z)$ l'indice de la pauvreté globale. Quant à la contribution du facteur j à la pauvreté totale en pourcentage, elle est calculée selon : $\{a_j * [P(x_j; z_j)/P(X; z)] * 100\}$ où $P(x_j; z_j)$ est l'indice de pauvreté du facteur j .

La présente étude propose une évaluation de cet indicateur de pauvreté des ménages pour 1998 et 2003, à partir des quatre dimensions du bien-être appréhendées par les actifs précédemment explicités : actifs physiques liés à l'habitat et aux biens durables, capital humain et capital social. Toutes les catégories d'actifs affichées au tableau A1, en annexes, ont été préalablement regroupées selon des niveaux de « précarité » – valeur = 0 – ou de « non-précarité » – valeur = 1. Par la suite, au sein des quatre groupes, une sommation a été effectuée, et un niveau de subsistance a été choisi, de préférence proche de la médiane des sous-catégories. S'agissant de l'habitat, le niveau de subsistance choisi est $z = 6$, ce qui correspond à *au moins six handicaps sur onze*⁵⁰. Pour les biens durables, le seuil de subsistance est $z = 6$, soit *au moins six handicaps sur dix*. L'éducation

⁴⁶ $c < 1$ est une constante. En outre, $g(0) = 1$ et $g(t) = 0$ pour tout $t \geq 1$. En fait, la fonction g associée $g(x_{ij}/z_j)$ peut être considérée comme une fonction de privation ressentie par la personne i lorsque la quantité de l'attribut j possédée est inférieure ou égale au niveau de subsistance. Si $g(0) = 1$, la privation est maximale puisque l'individu n'a rien. Par contre, si $g(t) = 0$ pour $t \geq 1$, l'individu n'est pas pauvre puisque les dotations en besoins essentiels sont supérieures au niveau de subsistance.

⁴⁷ Les axiomes examinés par Chakravarty, Mukherjee et Ranade (1997) sont les suivants : symétrie, focalisation, monotonie, principe de population, continuité, non-croissance de la pauvreté par ajout de personnes riches, non décroissance des niveaux de subsistance des besoins essentiels, invariance d'échelle, normalisation, décomposition en sous-groupes, décomposition selon les attributs, transfert et augmentation de la pauvreté avec réorganisation croissante des besoins de base.

⁴⁸ Et si $e \rightarrow 0$, $P_e \rightarrow 0$. Si les a_j sont tous égaux ($1/k$), l'équation [2] s'écrit : $P_e(X; z) = 1/nk \sum_{j=1}^k \sum_{i \in S_j} [1 - (x_{ij}/z_j)^e]$.

⁴⁹ Lorsque $\alpha = 1$, l'indice coïncide avec le cas où $e = 1$. De même, si les coefficients de pondération sont identiques, le premier sigma est précédé du rapport $1/nk$. Voir également Charckravarty, Mukherjee, Ranade (1997) pour une décomposition lorsque $\alpha = 2$.

⁵⁰ Le groupe des actifs liés à l'habitat comporte onze sous-catégories d'actifs.

et le capital social se voient attribuer un niveau de subsistance $z=1$, ce qui implique *deux handicaps sur deux dans le premier cas, et une absence ou de faibles transferts réels* dans le second cas⁵¹.

Ces quatre dimensions du bien être permettent d'évaluer la pauvreté non monétaire selon les régions, et les milieux rural et urbain, tandis que la statistique η , testant l'hypothèse nulle que les écarts de pauvreté de deux échantillons sont statistiquement non significatifs, est présentée. Dans l'étude, l'indice micro-multidimensionnel est calcul par rapport à [4] pour des valeurs de $\alpha = 0, 1$ et 2 – tableaux 4 et A3, en annexes.

4. La dynamique de pauvreté revisitée ?

Les résultats des analyses en composantes principales non linéaire et en termes d'indicateur micro-multidimensionnel seront successivement présentés.

1. Analyse en composantes principales non linéaire

Les tableaux 2 et 3 affichent l'évolution des mesures de la pauvreté des ménages entre 1998 et 2003 selon les régions et les milieux, respectivement, par rapport aux seuils des privations non monétaires des 25^e et 40^e percentiles, et appellent plusieurs commentaires.

Premièrement, au niveau national, on observe *une stabilité de la pauvreté non monétaire*, quels que soient les seuils de référence – 25^e et 40^e percentiles – et les mesures *cardinales* utilisées – incidence, intensité et inégalité. En effet, le tableau 2 montre que la prise en compte d'une ligne de pauvreté fixée au niveau du 25^e percentile en 1998 induit un ratio de pauvreté des ménages de 25,2 pour cent en 2003⁵². Or, le test l'hypothèse nulle montre que les écarts de pauvreté des deux échantillons ne sont statistiquement significatifs, puisque $\eta = 0,37$. De la même manière, la référence au 40^e percentile en 1998 génère un taux de pauvreté de 40,6 pour cent en 2003, et la statistique $\eta = 0,75$ montre que l'écart des privations entre les deux dates n'est pas statistiquement significatif – tableau 3. Des conclusions analogues prévalent lorsque l'intensité et l'inégalité de la pauvreté monétaire sont considérées. Par exemple, la référence au seuil du 40^e percentile montre que l'intensité de la pauvreté non monétaire est passée de 9,2 à 9,5 pour cent entre 1998 et 2003, alors que la statistique η est égale à seulement 1,16.

La prise en compte d'une mesure *ordinaire* de la pauvreté non monétaire à l'aide des courbes TIP⁵³, fondée également sur les seuils des 25^e et 40^e percentiles de 1998, confirme la tendance précédente. En effet, la figure 1 présente les tests de dominance stochastique de deuxième ordre, et suggère une stabilité des privations non monétaires au cours de la période considérée. A cet égard, il est faut rappeler que les courbes TIP ont la capacité de résumer les trois dimensions de la pauvreté – incidence, intensité et inégalité – à l'aide d'un graphique, affichant sur l'axe des ordonnées la somme cumulée des écarts de pauvreté *par tête* – normalisés ou non – et, sur l'axe des abscisses, la proportion cumulée des individus ou des ménages. La figure 1 indique les courbes TIP au niveau national selon les deux seuils de pauvreté pour 1998 et 2003, et permet d'illustrer les trois dimensions de la pauvreté⁵⁴. En outre, cette représentation graphique permet une analyse de la dominance de la pauvreté, fondée sur une classe d'indices d'« écarts de pauvreté généralisés » qui, compte tenu d'une ligne de pauvreté z , sont définis pour une distribution de revenus $x \in \mathbb{R}^n$ comme des fonctions, croissantes convexes⁵⁵ et invariables multiplicativement⁵⁶ du vecteur $\Gamma_{x_i} \in \mathbb{D}^n$ – indices $Q(x|z)$ normalisés – ou du vecteur $g_{x_i} \in \mathbb{D}^n$ – indices $P(x|z)$ non normalisés⁵⁷ –, et respectant les axiomes habituels – focalisation, monotonie,

⁵¹ Dans le cas du capital social, le niveau de « précarité » concerne les deux dernières classes, ce qui traduit une absence ou de faibles transferts réels – tableau A1, en annexes.

⁵² Compte tenu des discontinuités de l'indices des actifs, le ratio de pauvreté en 1998 est de 25,1 pour cent.

⁵³ Three 'I' Poverty. Les trois 'I' sont issus de : Incidence, Intensity, Inequality. En français, on peut aussi évoquer les Trois 'I' de la pauvreté : Incidence, Intensité et Inégalité.

⁵⁴ Les écarts de pauvreté ne sont pas normalisés. La dimension « incidence » de la pauvreté est mesurée par les distances horizontales tandis que l'aspect « intensité » – non normalisé – est appréhendé par les distances verticales liées à l'intersection $p=1$. Quant à la dimension inégalité, elle est résumée par le degré de concavité de la portion non horizontale de la courbe TIP.

⁵⁵ La convexité de Schur des indices signifie qu'étant donnés $g_{x_i} \in \mathbb{D}^n$ et une distribution y telle que $g_{y_i} = \prod g_{x_i}$, $P(x|z) \geq P(y|z)$ ou $Q(x|z) \geq Q(y|z) - \Pi$ étant une matrice. Le raisonnement avec $\Gamma_{x_i} \in \mathbb{D}^n$ est le même. Cette condition assure que la pauvreté diminue lorsque les écarts de pauvreté sont « aplanis ».

⁵⁶ L'invariabilité multiplicative signifie que les indices appréhendent la pauvreté en termes per capita, de telle manière que les comparaisons entre population ayant des tailles différentes soient significatives.

⁵⁷ Dans ce cas, $\Gamma_{x_i} = g_{x_i}/z$. En prenant les indices non normalisés, $\mathbb{D}^n = [g \in \mathbb{R}^n ; g_1 \geq g_2 \geq \dots \geq g_n]$.

Tableau 2 : Indicateurs de pauvreté des ménages en termes d'actifs selon les régions et le milieu, et statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés : $Z = 25^{\text{ème}}$ percentile de l'indice d'actifs – Burkina Faso 1998-2003

Paramètres	1998				2003				η^1			
Régions/ milieu	Pauvreté : $Z = 25^{\text{ème}}$ percentile de l'indice d'actifs de 1998											Cohé- rence/dis- cordance pauvreté moné- taire ²
	FGT(0) (erreur type) ³	FGT(1) (erreur type) ³	FGT(2) (erreur type) ³	N	FGT(1) (erreur type) ³	FGT(1) (erreur type) ³	FGT(2) (erreur type) ³	N	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)	
Urbain												
Centre	0.004 (0.002)	0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	885	0.003 (0.001)	0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	750	-0,66	-0,30	-0,49	+
Autres régions	0.021 (0.004)	0.003 (0.001)	0.001 (0.000)	971	0.029 (0.005)	0.004 (0.001)	0.001 (0.000)	908	1,16	0,54	0,05	-
<i>Ensemble urbain</i>	0.013 (0.002)	0.002 (0.001)	0.001 (0.000)	1 856	0.017 (0.003)	0.002 (0.000)	0.001 (0.000)	1 659	0,99	0,40	0,00	-
Rural												
Hauts bassins	0.078 (0.013)	0.011 (0.002)	0.002 (0.001)	504	0.115 (0.015)	0.014 (0.002)	0.003 (0.001)	540	2,01*	1,12	0,76	-
Boucle du Mouhoun	0.242 (0.017)	0.035 (0.003)	0.007 (0.001)	692	0.239 (0.017)	0.040 (0.004)	0.011 (0.001)	685	-0,12	1,06	2,03*	+
Sahel	0.737 (0.019)	0.237 (0.009)	0.094 (0.005)	548	0.590 (0.023)	0.151 (0.008)	0.053 (0.004)	568	-5,14*	-7,78*	-7,43*	+
Est	0.461 (0.022)	0.079 (0.005)	0.020 (0.002)	672	0.524 (0.024)	0.111 (0.007)	0.032 (0.003)	616	2,26*	4,54*	4,42*	-
Sud-Ouest	0.467 (0.023)	0.077 (0.005)	0.019 (0.002)	383	0.439 (0.023)	0.085 (0.006)	0.023 (0.002)	397	-1,35	0,90	1,26	-
Centre-Nord	0.506 (0.022)	0.086 (0.005)	0.023 (0.002)	713	0.378 (0.021)	0.070 (0.005)	0.021 (0.002)	605	-4,69*	-2,28*	-0,71	+
Centre-Ouest	0.207 (0.019)	0.025 (0.003)	0.005 (0.001)	652	0.225 (0.020)	0.042 (0.005)	0.012 (0.002)	571	1,03	3,33*	3,52*	-
Plateau central	0.174 (0.020)	0.020 (0.003)	0.004 (0.001)	496	0.271 (0.023)	0.042 (0.005)	0.011 (0.002)	422	3,52*	4,13*	3,65*	+
Nord	0.100 (0.013)	0.013 (0.002)	0.003 (0.001)	472	0.227 (0.020)	0.043 (0.005)	0.012 (0.002)	589	5,77*	6,18*	5,59*	+
Centre-Est	0.328 (0.022)	0.056 (0.005)	0.014 (0.002)	686	0.253 (0.021)	0.043 (0.005)	0.011 (0.002)	582	-2,93**	-2,26*	-1,28	-
Centre	0.077 (0.026)	0.007 (0.004)	0.002 (0.001)	151	0.082 (0.026)	0.009 (0.004)	0.002 (0.001)	135	0,15	0,31	0,25	-
Cascades	0.131 (0.027)	0.014 (0.004)	0.003 (0.001)	133	0.136 (0.032)	0.016 (0.006)	0.004 (0.002)	254	0,15	0,32	0,67	-
Centre-Sud	0.214 (0.025)	0.035 (0.005)	0.009 (0.002)	352	0.362 (0.030)	0.082 (0.009)	0.028 (0.004)	352	4,39*	5,25*	5,24*	+
<i>Ensemble rural</i>	0.319 (0.006)	0.060 (0.002)	0.018 (0.001)	6 455	0.314 (0.007)	0.062 (0.002)	0.018 (0.001)	6 314	-0,45	0,80	0,86	-
η^1 rural-urbain	47,86*	37,17*	27,81*	-	44,61*	36,86*	28,37*	-	-	-	-	-
Ensemble	0.251 (0.005)	0.047 (0.001)	0.014 (0.001)	8311	0.252 (0.005)	0.050 (0.001)	0.015 (0.001)	7973	0,37	1,34	1,33	-

(1) Kakwani [1990]. Une (*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5% ; (2) La cohérence/discordance indique que la statistique η valide de manière identique les dynamiques régionales de pauvreté non monétaire et monétaire au cours de la période, cette dernière ayant été estimée à l'aide des bases de données originelle de l'INSD (Lachaud, 2003). Un signe « + » indique une information concordante – par exemple, la pauvreté monétaire et la pauvreté non monétaire ont évolué dans le même sens –, tandis qu'un signe « - » traduit une information discordante.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

symétrie, transfert⁵⁸ (Jenkins, Lambert, 1997, 1998a, 1998b)⁵⁹. Si une courbe TIP est située totalement au-dessus d'une autre courbe TIP, une situation de dominance TIP prévaut. Ainsi, $\Gamma_{y_{2003}}$ TIP domine $\Gamma_{x_{1998}}$ TIP si $TIP(\Gamma_{y_{2003}}, p) \geq TIP(\Gamma_{x_{1998}}, p)$ pour tous les $p \in [0, 1]$. Par conséquent, étant donné deux distributions des dépenses ou des revenus y_{2003} et x_{1998} , et une ligne commune de pauvreté $z = 25^{\text{e}}$ ou 40^{e} percentiles –, la dominance de $\Gamma_{y_{2003}}$ TIP sur $\Gamma_{x_{1998}}$ TIP est une condition nécessaire et suffisante pour s'assurer que $Q(x_{1998} | z') \leq Q(y_{2003} | z')$ pour toutes les lignes de pauvreté $z' \leq z$, et pour toutes les mesures $Q \in Q$. En d'autres termes, la dominance des courbes TIP en termes d'écarts de pauvreté normalisés est équivalent à un classement de la pauvreté sans

⁵⁸ L'axiome de focalisation indique que l'indice est indépendant du revenu des non pauvres. La monotonie requiert que, toutes choses égales par ailleurs, l'indice enregistre un accroissement de la pauvreté lorsque l'on diminue un ou plusieurs revenus des pauvres. La symétrie permet à tous les revenus d'être réordonnés sans affecter la valeur de la pauvreté. L'axiome de transfert assure qu'un transfert de revenu d'une personne en dessous de la ligne de pauvreté vers quiconque plus riche doit induire une augmentation de la pauvreté. Voir Sen [1976], Foster, Shorrocks [1991] pour ces axiomes.

⁵⁹ La classe des indices P englobe, en tant que sous-ensemble, la classe des indices de pauvreté possédant les propriétés d'additivité, notamment les FGT. Par ailleurs, bien que $Q \subseteq P$, le fait de considérer des indices normalisés n'entraîne qu'une perte mineure d'information. De plus, seuls les indices de Sen, Kakwani et Clark n'appartiennent pas à P ou Q .

Tableau 3 : Indicateurs de pauvreté des ménages en termes d'actifs selon les régions et le milieu, et statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés : $Z = 40^{\text{ème}}$ percentile de l'indice d'actifs – Burkina Faso 1998-2003

Paramètres	1998			2003			η^1			Cohérence/discordance pauvreté monétaire ²		
Régions/milieu	Pauvreté : $Z = 40^{\text{ème}}$ percentile de l'indice d'actifs de 1998											
	FGT(0) (erreur type) ³	FGT(1) (erreur type) ³	FGT(2) (erreur type) ³	N	FGT(1) (erreur type) ³	FGT(1) (erreur type) ³	FGT(2) (erreur type) ³	N	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)	
Urbain												
Centre	0.013 (0.003)	0.002 (0.001)	0.001 (0.000)	885	0.007 (0.002)	0.001 (0.001)	0.000 (0.000)	750	-1,29	-0,71	-0,53	+
Autres régions	0.040 (0.005)	0.007 (0.001)	0.002 (0.000)	971	0.055 (0.007)	0.010 (0.001)	0.003 (0.000)	908	1,56	1,24	0,83	-
<i>Ensemble urbain</i>	0.027 (0.003)	0.005 (0.001)	0.001 (0.000)	1 856	0.033 (0.004)	0.006 (0.001)	0.002 (0.000)	1 659	1,05	0,94	0,65	-
Rural												
Hauts bassins	0.233 (0.020)	0.035 (0.004)	0.008 (0.001)	504	0.284 (0.022)	0.044 (0.004)	0.010 (0.001)	540	1,87**	1,62**	1,27	-
Boucle du Mouhoun	0.460 (0.019)	0.085 (0.005)	0.022 (0.002)	692	0.465 (0.020)	0.091 (0.005)	0.026 (0.002)	685	0,18	0,85	1,50	-
Sahel	0.871 (0.014)	0.327 (0.009)	0.149 (0.006)	548	0.749 (0.019)	0.235 (0.009)	0.094 (0.005)	568	-5,27*	-7,64*	-7,71*	+
Est	0.652 (0.021)	0.156 (0.007)	0.048 (0.003)	672	0.719 (0.022)	0.196 (0.008)	0.068 (0.004)	616	2,62*	4,34*	4,43*	-
Sud-Ouest	0.700 (0.022)	0.159 (0.007)	0.048 (0.003)	383	0.641 (0.023)	0.160 (0.008)	0.053 (0.003)	397	1,73**	0,12	0,85	+
Centre-Nord	0.731 (0.019)	0.170 (0.007)	0.053 (0.003)	713	0.604 (0.022)	0.140 (0.007)	0.045 (0.003)	605	-4,90*	-3,43*	-1,98*	+
Centre-Ouest	0.411 (0.023)	0.071 (0.005)	0.018 (0.002)	652	0.434 (0.024)	0.086 (0.007)	0.027 (0.003)	571	0,84	2,09*	3,08*	-
Plateau central	0.330 (0.024)	0.056 (0.005)	0.014 (0.002)	496	0.422 (0.026)	0.090 (0.007)	0.027 (0.003)	422	2,87*	4,14*	4,28*	+
Nord	0.384 (0.020)	0.043 (0.004)	0.009 (0.001)	472	0.411 (0.023)	0.087 (0.007)	0.028 (0.003)	589	4,39*	6,30*	6,36*	+
Centre-Est	0.539 (0.023)	0.117 (0.007)	0.035 (0.003)	686	0.436 (0.024)	0.089 (0.007)	0.027 (0.003)	582	-3,68*	-3,45*	-2,34*	+
Centre	0.164 (0.034)	0.027 (0.007)	0.006 (0.003)	151	0.283 (0.043)	0.034 (0.007)	0.007 (0.002)	135	2,41*	0,76	0,31	+
Cascades	0.241 (0.035)	0.040 (0.007)	0.010 (0.002)	133	0.287 (0.040)	0.046 (0.009)	0.011 (0.003)	254	0,97	0,58	0,54	-
Centre-Sud	0.402 (0.030)	0.081 (0.008)	0.023 (0.003)	352	0.533 (0.031)	0.140 (0.012)	0.052 (0.006)	352	3,53*	5,06*	5,39*	+
<i>Ensemble rural</i>	0.507 (0.007)	0.117 (0.002)	0.038 (0.001)	6 455	0.504 (0.007)	0.118 (0.002)	0.039 (0.001)	6 314	-0,39	0,36	0,78	-
η^1 rural-urbain	65,98*	52,86*	38,62*	-	61,27*	50,26*	38,57*	-	-	-	-	-
Ensemble	0.400 (0.006)	0.092 (0.002)	0.030 (0.001)	8311	0.406 (0.006)	0.095 (0.002)	0.031 (0.001)	7973	0,75	1,16	1,34	-

(1) Kakwani [1990]. Une (*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5% ; (2) La cohérence/discordance indique que la statistique η valide de manière identique les dynamiques régionales de pauvreté non monétaire et monétaire au cours de la période, cette dernière ayant été estimée à l'aide des bases de données originelle de l'INSD (Lachaud, 2003). Un signe « + » indique une information concordante – par exemple, la pauvreté monétaire et la pauvreté non monétaire ont évolué dans le même sens –, tandis qu'un signe « - » traduit une information discordante.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

ambiguïté pour tous les indices appartenant à Q , et pour toutes les lignes de pauvreté équivalent au plus à z . Un résultat analogue prévaut pour tous les indices de la classe P . Dans le cas présent, on observe que les courbes se chevauchent, quels que soient les seuils de pauvreté – 25^e ou 40^e percentiles de 1998 –, ce qui implique que, en termes ordinal, la pauvreté non monétaire de 2003 ne peut pas être considérée supérieure à celle de 1998.

Deuxièmement, la prise en compte des milieux rural et urbain conduit à un constat identique. En effet, les tableaux 1 et 2 suggèrent que les privations non monétaires ont eu tendance à augmenter dans les villes et à diminuer dans les campagnes. Par exemple, la référence au seuil du 40^e percentile indique que l'incidence de la pauvreté est passé de 50,7 à 50,4 pour cent en milieu rural au cours de la période, et de 2,7 à 3,3 pour cent dans les villes. Or, les statistiques η montrent que les écarts de pauvreté entre 1998 et 2003 ne sont pas significatifs. Un résultat analogue prévaut lorsque le seuil de pauvreté est fixé au 25^e percentile de 1998, et pour les autres mesures de la pauvreté – intensité et inégalité.

Troisièmement, la dynamique de pauvreté non monétaire semble avoir été hétérogène selon les régions, notamment dans le secteur rural. Considérons, par exemple, le cas relatif à la ligne de pauvreté du 40^e percentile

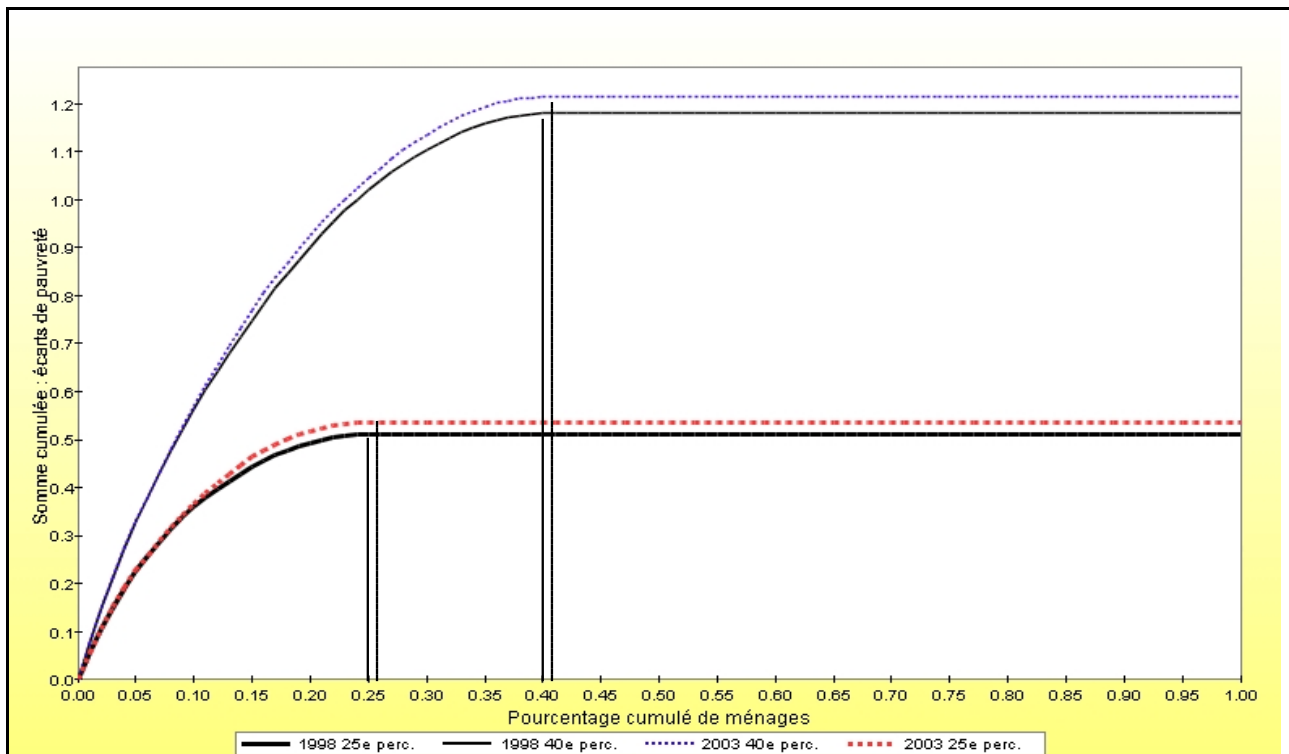


Figure 1 : Tests de dominance stochastique de deuxième ordre selon les 25^e et 40^e percentiles de l'indice des actifs des ménages de 1998 – Burkina Faso 1998-2003

– tableau 3 –, et admettons qu'au moins une statistique η significative apporte une information suffisante⁶⁰. A cet égard, trois groupes de régions rurales peuvent être distingués. Tout d'abord les régions où la pauvreté non monétaire rurale s'est stabilisée : Boucle du Mouhoun et Cascades. Ensuite, dans le Sahel, le Centre-Nord et le Centre-Est, les privations non monétaires ont diminué. Enfin, ces dernières se sont accrues dans les autres régions : Haut Bassins, Est, Sud-Ouest, Centre-Ouest, Plateau Central, Nord et Centre, Centre-Sud.

Dans ce contexte, il est intéressant de remarquer que ces résultats recourent, en grande partie, ceux qui ont été obtenus lors de l'appréhension de la dynamique de pauvreté monétaire, à l'aide des informations *originelles* de l'INSD – tableau A4, en annexes. Par exemple, la pauvreté *monétaire* aurait aussi diminué au Sahel et au Centre-Nord. Plus généralement, en se référant à la statistique η , on peut comparer la cohérence régionale de la dynamique des *privations monétaires*, déterminée à l'aide des bases de données originelles de l'INSD (Lachaud, 2003), et la dynamique de la *pauvreté non monétaire* inhérente à la présente étude. A cet égard, la dernière colonne du tableau 3 montre que les cas de concordance sont plus nombreux que les cas de discordance : huit régions rurales sur treize. Par contre, la référence à la ligne de pauvreté du 25^e percentile réduit la cohérence à six régions sur treize.

2. Analyse en termes d'indicateur multidimensionnel

Le tableau 4 présente la décomposition de l'indicateur multidimensionnel de pauvreté non monétaire, fondé sur l'accès aux actifs physiques, humains et sociaux, précédemment explicités, pour des valeurs de $\alpha = 0$ et 2. Les résultats pour $\alpha = 1$ sont affichés au tableau A3, en annexes. A cet égard, plusieurs commentaires peuvent être formulés.

Premièrement, l'incidence de la pauvreté non monétaire nationale – $\alpha = 0$ – a augmenté entre 1998 et 2003, alors que la profondeur – $\alpha = 1$ ⁶¹ – et l'inégalité – $\alpha = 2$ – des privations sont demeurées stables. En effet, le taux de pauvreté non monétaire est passé de 83,8 à 85,7 pour cent au cours de la période, et la statistique $\eta = 3,37$ est significative. Par contre, les tableaux 4 et A3, en annexes, mettent en évidence, respectivement, une valeur inchangée de l'inégalité de la pauvreté non monétaire – 0,160 –, et une augmentation, statistiquement non significative, de l'intensité des privations – 0,177 en 1998, et 0,179 en 2003. Il faut immédiatement remarquer

⁶⁰ En d'autres termes, on considère, par exemple, que la pauvreté a augmenté dans une région si seulement la statistique η relative aux écarts des ratios de pauvreté est significative.

⁶¹ Tableau A3, en annexes.

Tableau 4 : Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire $P_{(\alpha=0,2)}$ des ménages selon leur localisation spatiale et l'accès aux actifs, et statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés – Burkina Faso 1998-2003

Région/milieu	1998							2003							η^6	N
	Actif physique		Actif humain	Actif social	Moyenne générale	Contribution – %	N	Actif physique		Actif humain	Actif social	Moyenne générale	Contribution – %	N		
	Habitat ²	Biens durables ³	Education ⁴	Transferts ⁵				Habitat ²	Biens durables ³	Education ⁴	Transferts ⁵					
Pauvreté non monétaire – $\alpha = 0^1$																
Urbain																
Centre	0,216	0,812	0,337	0,858	0,555	7,0	885	0,177	0,745	0,314	0,832	0,517	5,6	-1,53	750	
Autres régions	0,359	0,881	0,504	0,714	0,614	8,5	971	0,350	0,862	0,410	0,809	0,608	8,0	-0,27	908	
Ensemble urbain	0,290	0,849	0,424	0,783	0,587	15,6	1 856	0,272	0,809	0,367	0,820	0,567	13,8	-1,20	1 659	
Rural																
Hauts bassins	0,984	0,988	0,884	0,882	0,935	6,7	504	0,972	0,987	0,805	0,922	0,921	7,2	-0,88	540	
Boucle du Mouhoun	0,970	0,990	0,870	0,911	0,935	9,2	692	0,941	0,984	0,884	0,950	0,940	9,4	0,38	685	
Sahel	0,985	0,998	0,954	0,954	0,972	7,6	548	0,993	0,997	0,920	0,854	0,941	7,8	-2,55*	568	
Est	0,964	0,987	0,837	0,853	0,910	8,7	672	0,966	0,990	0,876	0,958	0,947	8,5	2,59*	616	
Sud-Ouest	0,973	0,997	0,911	0,896	0,944	5,2	383	0,965	0,992	0,903	0,937	0,949	5,5	0,31	397	
Centre-Nord	0,996	1,000	0,958	0,630	0,896	9,1	713	0,992	1,000	0,910	0,886	0,947	8,3	3,49*	605	
Centre-Ouest	0,956	0,987	0,867	0,729	0,885	8,2	652	0,938	0,996	0,810	0,862	0,902	7,5	0,96	571	
Plateau central	0,928	0,990	0,870	0,802	0,897	6,4	496	0,944	0,992	0,853	0,855	0,911	5,6	0,72	422	
Nord	0,985	0,998	0,959	0,371	0,828	5,6	472	0,990	0,995	0,906	0,910	0,951	8,1	6,30*	589	
Centre-Est	0,975	0,994	0,926	0,619	0,878	8,6	686	0,956	0,991	0,900	0,807	0,914	7,7	2,11*	582	
Centre	0,904	0,980	0,852	0,932	0,917	1,9	151	0,906	0,990	0,725	0,824	0,961	1,7	1,57	135	
Cascades	0,949	0,991	0,919	0,845	0,926	1,7	133	0,969	0,995	0,899	0,942	0,952	3,5	0,97	254	
Centre-Sud	0,973	0,990	0,893	0,944	0,950	4,4	352	0,969	1,000	0,925	0,916	0,953	4,9	0,18	352	
Ensemble rural	0,970	0,992	0,901	0,779	0,911	84,4	6 455	0,965	0,993	0,880	0,897	0,933	86,2	4,64*	6 314	
Moyenne générale	0,818	0,960	0,794	0,780	0,838	-	-	0,821	0,955	0,772	0,881	0,857	-	3,37*	-	
Contribution – %	24,4	28,6	23,7	23,3	-	100,0	-	23,9	27,9	22,5	25,7	-	100,0	-	-	
N	8311	8311	8311	8311	-	-	8311	7973	7973	7973	7973	-	-	-	7973	
η^6 rural-urbain	-	-	-	-	27,08*	-	-	-	-	-	-	-	29,12*	-	-	
Pauvreté non monétaire – $\alpha = 2^1$																
Urbain																
Centre	0,008	0,083	0,084	0,214	0,097	6,5	885	0,006	0,063	0,078	0,208	0,089	5,2	-0,59-	750	
Autres régions	0,021	0,101	0,126	0,178	0,106	7,8	971	0,020	0,091	0,102	0,202	0,104	7,4	-0,15	908	
Ensemble urbain	0,015	0,093	0,106	0,196	0,102	14,3	1 856	0,014	0,079	0,092	0,205	0,097	12,7	-0,52	1 659	
Rural																
Hauts bassins	0,119	0,115	0,221	0,220	0,169	6,4	504	0,110	0,104	0,201	0,230	0,161	6,8	-0,38	540	
Boucle du Mouhoun	0,149	0,144	0,217	0,227	0,184	9,6	692	0,135	0,121	0,221	0,237	0,178	9,6	-0,31	685	
Sahel	0,198	0,197	0,238	0,238	0,218	8,9	548	0,149	0,167	0,230	0,213	0,190	8,4	-1,23	568	
Est	0,150	0,155	0,209	0,213	0,182	9,1	672	0,156	0,142	0,219	0,239	0,189	9,1	0,35	616	
Sud-Ouest	0,164	0,161	0,228	0,224	0,194	5,6	383	0,148	0,154	0,225	0,234	0,190	5,9	-0,15	397	
Centre-Nord	0,154	0,165	0,239	0,157	0,179	9,6	713	0,134	0,134	0,227	0,221	0,179	8,5	0,00	605	
Centre-Ouest	0,135	0,123	0,216	0,182	0,164	8,0	652	0,115	0,129	0,202	0,215	0,165	7,4	0,05	571	
Plateau central	0,106	0,128	0,217	0,200	0,163	6,0	496	0,106	0,125	0,213	0,214	0,164	5,4	0,04	422	
Nord	0,129	0,123	0,239	0,093	0,146	5,2	472	0,120	0,128	0,226	0,227	0,175	8,1	1,41	589	
Centre-Est	0,115	0,167	0,231	0,155	0,167	8,6	686	0,103	0,142	0,225	0,202	0,168	7,6	0,05	582	
Centre	0,092	0,120	0,213	0,233	0,164	1,8	151	0,093	0,111	0,181	0,206	0,148	1,5	-0,41	135	
Cascades	0,124	0,111	0,229	0,211	0,169	1,7	133	0,125	0,105	0,224	0,235	0,172	3,4	0,08	254	
Centre-Sud	0,102	0,154	0,223	0,236	0,179	4,7	352	0,133	0,145	0,231	0,229	0,184	5,1	-0,18	352	
Ensemble rural	0,139	0,148	0,225	0,195	0,177	85,7	6 455	0,128	0,133	0,219	0,224	0,176	87,3	0,16	6 314	
Moyenne générale	0,111	0,136	0,199	0,195	0,160	-	-	0,104	0,122	0,193	0,220	0,160	-	0,00	-	
Contribution – %	17,3	21,2	31,0	30,4	-	100,0	-	16,3	19,1	30,2	34,4	-	100,0	-	-	
N	8311	8311	8311	8311	-	-	8311	7973	7973	7973	7973	-	-	-	7973	
η^6 rural-urbain	-	-	-	-	9,43*	-	-	-	-	-	-	-	9,70*	-	-	

(1) Voir le texte. Les pondérations sont égales : $a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = 1/4$; (2) Les scores relatifs aux niveaux de précarité – 0 = non précaire ; 1 = précaire – des onze actifs de l'habitat – voir texte – sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 6, c'est-à-dire qu'il correspond à *au moins six handicaps sur onze* ; (3) Les scores relatifs aux niveaux de précarité – 0 = non précaire ; 1 = précaire – des dix actifs des biens durables – voir texte – sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 6, c'est-à-dire qu'il correspond à *au moins cinq handicaps sur dix* ; (4) Les scores relatifs aux niveaux de précarité – 0 = non précaire ; 1 = précaire – des deux actifs liés à l'instruction – voir texte – sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 1, c'est-à-dire qu'il correspond à *deux handicaps sur deux* ; (5) Le niveau de subsistance est de 1, c'est-à-dire qu'il correspond à *l'absence de transferts réels ou à des montants très faibles en termes de seuil de pauvreté* ; (6) Kakwani [1990]. Une (*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5%.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

que les valeurs absolues des taux de pauvreté non monétaire ne doivent pas être comparées aux niveaux des ratios monétaires, affichés au tableau 1, dans la mesure où ils dépendent des hypothèses adoptées. Néanmoins, la tendance constatée de la dynamique de pauvreté non monétaire entre 1998 et 2003, par rapport à l'indice multidimensionnel, est tout à fait cohérente, non seulement avec les enseignements de l'analyse en composantes principales, précédemment présentée, mais aussi avec le profil de pauvreté monétaire issu des bases de données originelles de l'INSD (Lachaud, 2003) – tableau A4, en annexes⁶².

Deuxièmement, l'examen de la croissance – statistiquement significative – de l'incidence de la pauvreté non monétaire au cours de la période, fait apparaître des disparités en termes de *variation du poids relatif* des

⁶² Ces bases de données sont supposées « ajuster » à la hausse les dépenses par tête de 12,5 pour cent en 1998.

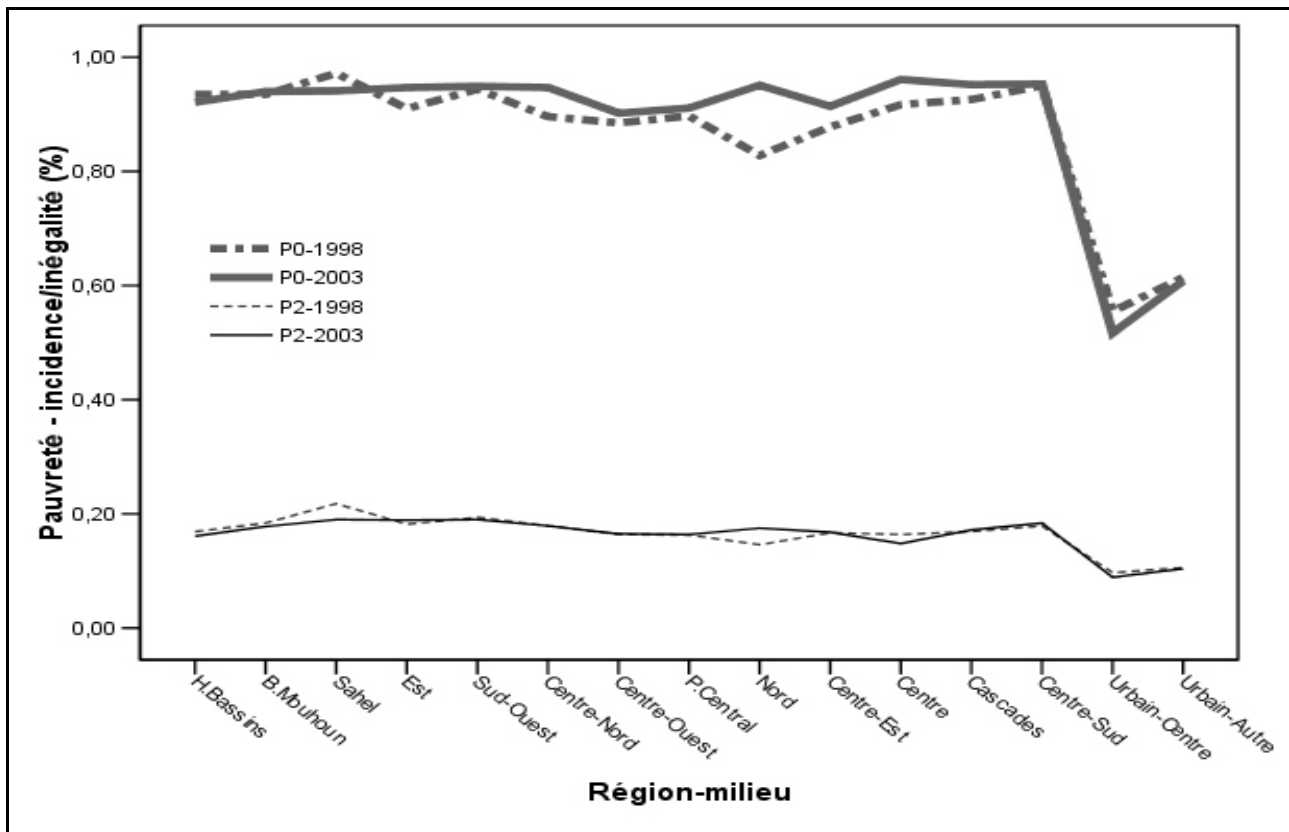


Figure 2 : Evolution de l'incidence et de l'inégalité de la pauvreté micro-multidimensionnelle non monétaire selon les régions et le milieu – Burkina Faso 1998-2003

différentes catégories d'actifs. Ainsi, entre 1998 et 2003, l'accroissement de la pauvreté non monétaire est imputable à un plus faible accès des ménages aux actifs physiques liés à l'habitat et au capital social, malgré une meilleure disponibilité d'actifs en termes de bien durables et de capital humain. Cette évolution semble cohérente avec, d'une part, l'amélioration constatée des taux de scolarisation, et, d'autre part, la forte réduction des transferts, notamment en provenance de Côte d'Ivoire (Lachaud, 2004). En effet, alors que, par exemple, le taux brut de scolarisation du primaire a augmenté de 40,9 à 44,1 pour cent entre 1998 et 2003, le ratio des transferts reçus par l'ensemble des ménages par rapport aux dépenses par tête est passé de 3,7 à 1,0 pour cent au cours de la période – 20,8 à 10,7 pour cent, si l'on considère uniquement les familles bénéficiant de transferts privés. Dans ce contexte, le rôle des transferts dans l'explication de la pauvreté non monétaire est prédominant. Effectivement, le tableau 4 montre que le déclin de l'accès au capital social, en grande partie, consécutivement à la crise ivoirienne, est le seul facteur dont la contribution à la pauvreté nationale croît au cours de la période – 23,3 à 25,7 pour cent, lorsque $\alpha = 0$ –, et qui explique aussi la stabilisation de l'intensité et de l'inégalité des privations non monétaires. D'ailleurs, la contribution du capital social à la pauvreté croît sensiblement en fonction de α : 25,7 et 34,4 pour cent en 2003, respectivement pour $\alpha = 0$ et $\alpha = 2$.

Troisièmement, la prise en considération du milieu et des régions produit des résultats un peu plus contrastés par rapport à l'analyse en composantes principales, notamment lorsque $\alpha = 0$. En effet, le tableau 4 affiche une augmentation de l'incidence de la pauvreté non monétaire rurale, et une stabilisation des privations non monétaires urbaines, statistiquement significatives⁶³. Or, comme cela a été précédemment indiqué, les tableaux 2 et 3 ne confirment pas ces tendances, la pauvreté non monétaire, appréhendée par rapport aux 25^e et 40^e percentiles, étant demeurée stable selon les milieux au cours de la période. De même, la comparaison des statistiques η des tableaux 4, d'une part, et 2 et 3, d'autre part, fait apparaître des divergences selon les régions rurales. Ainsi, le tableau 3 met en évidence des écarts de pauvreté en 1998 et 2003 statistiquement significatifs pour onze régions sur treize, alors que l'indice multidimensionnel suggère des disparités régionales significatives pour seulement cinq régions. En outre, parmi ces dernières, seulement deux d'entre elles – Sahel et Nord – exhibent une dynamique de pauvreté cohérente à la fois avec l'analyse en composantes principales – tableaux 2 et 3 – et l'approche monétaire – tableau A4, en annexes : baisse et augmentation de la pauvreté dans

⁶³ Le tableau 4 montre une baisse de la pauvreté non monétaire urbaine, mais la statistique η n'est pas significative.

les régions rurales, respectivement, du Sahel et du Nord. La figure 1 illustre l'évolution de l'incidence et de l'inégalité de la pauvreté multidimensionnelle non monétaire selon les régions et les milieux.

Quatrièmement, les approches non monétaire et monétaire mettent en évidence une cohérence quant à la contribution à la pauvreté nationale des privations selon le milieu. En effet, pour 2003, par exemple, le tableau 4 montre que les secteurs rural et urbain contribuent, respectivement, à 86,2 et 13,8 pour cent de l'incidence de la pauvreté nationale. Or, l'approche monétaire de la pauvreté suggère, pour la même année, une contribution respective des campagnes et des villes de 91,9 et 8,1 pour cent (Lachaud, 2003). Même si un écart relatif prévaut pour les différents secteurs, on peut considérer que les deux approches produisent des résultats comparables.

5. Conclusion

La présente étude propose de contribuer au débat qui prévaut quant à la dynamique de pauvreté au Burkina Faso entre 1998 et 2003, et présente une nouvelle évidence empirique de cette dernière en termes non monétaires. A cet égard, l'analyse suggère deux conclusions.

En premier lieu, la nouvelle approche monétaire de la pauvreté de la Banque mondiale, fondée sur l'élaboration d'un indicateur partiel des dépenses par tête des ménages, dont le niveau pour 1998 est quasiment influencé par le seul « retrait » d'un « facteur de correction saisonnier », introduit « confidentiellement » à cette date en vue d'une comparaison avec 1994, soulève plusieurs questionnements. Premièrement, la diffusion de l'information est soit insuffisante – absence de méthodologie justifiant le *niveau* du facteur de correction saisonnier de 12,5 pour cent –, soit incohérente – comparaison des niveaux de pauvreté de 1994 à 1998 dans le Rapport sur le Développement de 2000/2001, jugée « hasardeuse [et] imprécise » dans la nouvelle approche. Deuxièmement, la question de la cohérence scientifique doit être posée. En effet, même si les enquêtes de 1994 et de 1998-2003 ont été faites à diverses périodes de l'année, l'introduction du facteur de correction saisonnier était probablement injustifiée pour deux raisons. D'une part, l'appréhension du bien-être aux niveaux macro et micro peut donner des informations différentes, et le souci d'obtenir une consommation des ménages aussi proche de celle de la comptabilité nationale est discutable : (i) cette affirmation est à contre-courant de ce qu'enseigne la littérature actuelle, et il existe de solides arguments pour supposer que les données des enquêtes sont plus précises que les comptes nationaux lorsqu'il s'agit de mesurer la pauvreté ; (ii) dans la présente étude, les estimations de la pauvreté, fondées sur les données de la comptabilité nationale, sont précisément cohérentes avec toutes les estimations qui omettent le facteur de correction de 12,5 pour cent en 1998. D'autre part, l'augmentation possible de la consommation en période post-récolte en 1994, comparativement à la période de soudure de 1998, a pu être compensée par les effets d'une période de référence plus longue en 1994 qu'en 1998 ou 2003 – 30 jours contre 15 jours –, en ce qui concerne la consommation alimentaire. Compte tenu des fortes variations des dépenses inhérentes au changement de période de référence dans d'autres pays, *il n'est pas impossible que la pauvreté soit demeurée inchangée entre 1994 et 2003*. Troisièmement, il est hasardeux d'inférer une dynamique du niveau de vie monétaire des ménages fondée sur l'évolution d'indicateurs non monétaires partiels – taux brut de scolarisation –, dont certains peuvent se révéler inadaptés – morbidité. Entre 1998 et 2003, on peut nommer autant d'indicateurs partiels des capacités ayant eu une évolution favorable – alphabétisation, scolarisation – que défavorable – malnutrition (retard de croissance) et mortalité des enfants. Quatrièmement, l'étude de la Banque mondiale n'échappe pas aux limites des approches monétaires conventionnelles de la pauvreté, c'est-à-dire l'absence de dissociation *ex ante* des types de pauvreté par rapport à la vulnérabilité, c'est-à-dire de distinction entre la pauvreté chronique et transitoire.

En définitive, si le point positif aujourd'hui, selon nous, est *la connaissance de l'existence de ce facteur de correction en 1998* – six années après la réalisation de l'enquête –, le mode de gestion de l'appui de la Banque mondiale à l'élaboration du profil de pauvreté de 1998 a semé un trouble quant à *la nature actuelle de l'agrégat des dépenses des bases de données de cette enquête prioritaire*.

En deuxième lieu, ces questionnements conduisent à tester la dynamique des privations en utilisant un ensemble d'indicateurs non monétaires. L'étude tente d'appréhender l'évolution du niveau de vie des ménages à l'aide d'un ensemble d'actifs physiques, humains et sociaux. Les actifs des ménages pris en compte dans l'élaboration de l'indice non monétaire de bien-être concernent trois dimensions : la possession d'actifs physiques au niveau des familles, l'ampleur du capital humain en termes d'éducation, relatif au chef de ménage et aux membres du groupe, et les ressources sociales appréhendées par les envois de fonds nationaux et étrangers. A cet égard, deux options méthodologiques sont mises en oeuvre : l'une fondée sur une analyse en composantes principales non linéaire, l'autre par rapport à une mesure micro-multidimensionnelle de la pauvreté en termes des capacités. *La principale conclusion qui émane de l'étude est une relative stabilité – voire, une légère augmentation – de la pauvreté au cours de la période 1998-2003*.

D'une part, l'analyse en composantes principales non linéaire suggère, au niveau national, *une stabilité de la pauvreté non monétaire*, quels que soient les seuils de référence – 25^e et 40^e percentiles – et les mesures *cardinales* utilisées – incidence, intensité et inégalité. La robustesse de ce résultat est vérifiée à la fois par la statistique η – testant l'hypothèse nulle que les écarts de pauvreté des deux échantillons ne sont pas statistiquement significatifs –, et les mesures *ordinales* de la pauvreté non monétaire – test de dominance stochastique de deuxième ordre. La prise en compte des milieux rural et urbain conduit à un constat identique, bien que la dynamique de pauvreté non monétaire semble avoir été hétérogène selon les régions, notamment dans le secteur rural. Dans ce contexte, il est à remarquer que ces résultats recourent, en grande partie, ceux qui ont été obtenus lors de l'appréhension de la dynamique de pauvreté monétaire, fondée sur les informations *originelles* de l'INSD.

D'autre part, la prise en compte d'un indicateur multidimensionnel montre que l'incidence de la pauvreté non monétaire nationale – $\alpha = 0$ – a faiblement augmenté entre 1998 et 2003, alors que la profondeur – $\alpha = 1$ – et l'inégalité – $\alpha = 2$ – des privations sont demeurées stables. Dans ce contexte, le rôle des transferts dans l'explication de la pauvreté non monétaire est prédominant. En effet, le déclin de l'accès au capital social, consécutivement, en grande partie, à la crise ivoirienne, est le seul facteur dont la contribution à la pauvreté nationale croît au cours de la période lorsque $\alpha = 0$, et qui explique aussi la stabilité de l'intensité et de l'inégalité des privations non monétaires. Par contre, la prise en considération du milieu et des régions produit des résultats un peu plus contrastés par rapport à l'analyse en composantes principales.

En définitive, les approches non monétaires de la pauvreté ne confirment pas le déclin de cette dernière en termes monétaire entre 1998 et 2003, suggéré par la récente étude de la Banque mondiale. Elles sont plutôt cohérentes avec les estimations qui ont été faites à l'aide des données *originelles* de l'INSD de 1998. Certes, les approches non monétaires de la pauvreté se réfèrent plutôt à des indices de moyen ou de long terme du bien-être des ménages. Malgré tout, l'opacité qui semble entourer à présent la nature des bases de données de 1998, à la suite de l'appui de la Banque mondiale, rehausse considérablement l'incertitude quant à la dynamique de pauvreté au Burkina Faso. Cette situation, très regrettable compte tenu des efforts méritoires et de la qualité des actions de l'INSD, ne favorise pas la qualité de la recherche, si difficile à promouvoir en Afrique.

Références bibliographiques

- Bere, A. 2003. *Evaluation participative de la pauvreté. Processus systématique de consultation*, Ouagadougou, Institut national de la statistique et de la démographie, Ministère de l'économie et du développement.
- Bourguignon, F., Chackravarty, S.R. 1998. *A Family of Multidimensional Poverty Measures*, Paris, Document 98-03, EHES and DELTA.
- . 2002. *Multidimensional Poverty Orderings*, Paris, DELTA.
- Chackravarty, S.R., Mukherjee, D., Ranade, R.R. 1997. *On the Family of Subgroups and Factor Decomposable Measures of Multidimensional Poverty*, Bordeaux, Séminaire de l'URA, Université Montesquieu - Bordeaux IV.
- Duclos, J.-Y., Sahn, D., Younger, S.D. 2003. *Robust Multidimensional Poverty Comparisons*, Laval, mimeo, Laval University.
- Deaton, A. 2002. *Data for Monitoring the Poverty MDG*, New York, Occasional Paper, December, United Nations Development Programme.
- . 2003. *Measuring Poverty in a Growing World (or Measuring Growth in a Poor World)*, Princeton, mimeo, June, Princeton University.
- Filmer, D., Pritchett, L. 1998. *Estimating Wealth Effects Without Income or Expenditure Data - or Tears: An Application to Educational Enrollment in States India*, Washington, Policy Research Working Papers 1994, DECRG, World Bank.
- . 1999. *The Effect of Household Wealth on Educational Attainment Around the World: Demographic and Health Survey Evidence*, Washington, mimeo, DECRG, World Bank.
- Fofack, H., Monga, C., Tuluy, H. 2001. *Household Welfare and Poverty Dynamics in Burkina Faso: Empirical Evidence from Households Surveys*, Washington, mimeo, World Bank.
- INSD 1996. *Le profil de pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, Etude statistique nationale, Institut National de la statistique et de la démographie.
- . 2000. *Profil et évolution de la pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, Etude statistique nationale, Institut National de la statistique et de la démographie.
- . 2004. *Burkina Faso : La pauvreté en 2003*, Ouagadougou, Etude statistique nationale, version provisoire, Institut National de la statistique et de la démographie.
- Jenkins, S.P., Lambert, P.J. 1997. « Three 'I's of Poverty Curves with an Analysis of UK Poverty Trends », *Oxford Economic Papers*, 49: 317-327.
- . 1998a. « Three 'I's of Poverty Curves and Poverty Dominance: TIPs for Poverty Analysis », *Research on Economic Inequality*, 8 : 39-56.
- . 1998b. « Ranking Poverty Gap Distributions: Further TIPs for Poverty Analysis », *Research on Economic Inequality*, 8 : 31-38.
- Kakawani, N. 1990. *Testing for Significance of Poverty Differences, with Application to Côte d'Ivoire*, Washington, LSMS Working Papers 62, World Bank.
- Lachaud, J.-P. 2000. *Pauvreté et inégalité en Afrique. Contribution à l'analyse spatiale*, Bordeaux, Série de recherche 4, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- . 2001. *La dynamique de pauvreté au Burkina Faso. Eléments d'analyse*, Ouagadougou, miméo, Programme des nations unies pour le développement.
- . 2002. *Pauvreté monétaire et privations des capacités en Afrique. Contribution à l'analyse des interactions*, Bordeaux, Série de recherche 6, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

–. 2003. *Pauvreté et inégalité au Burkina Faso. Profil et dynamique*, Ouagadougou, miméo, Programme des nations unies pour le développement.

–. 2004. *Crise ivoirienne, envois de fonds et pauvreté au Burkina Faso*, Bordeaux, Document de travail 90, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

Meulman, J.J. 1998. *Optimal Scaling Methods for Multivariate Categorical Data Analysis*, Leiden, mimeo, Faculty of Social and Behavioral Sciences, Leiden University.

Ministère de l'économie et des finances 2000. *Burkina Faso. Cadre de lutte contre la pauvreté*, Ouagadougou, Ministère de l'économie et des finances.

Ministère de l'économie et du développement 2002. *Enquête sur les aspirations nationales. Rapport global de synthèse*, Ouagadougou, octobre, Ministère de l'économie et du développement.

Ministry of Economy and Finance 2000. *Poverty Reduction Strategy Paper*, Ouagadougou, May 25, Ministry of Economy and Finance

Observatoire national de la pauvreté et du développement humain durable 2003. *Indicateurs de suivi de la pauvreté, du développement humain et des objectifs internationaux de développement*, Ouagadougou, version 1.1, avril, Ministère de l'économie et du développement.

Paccoud, T. 1998. *La pauvreté dans les pays en développement : sa mesure statistique*, Luxembourg, Working Papers 1, Eurostat.

Sahn, D.E., Stifel, D.C. 2000. « Poverty Comparisons Over Time and Across Countries in Africa », *World Development*, 28 : 2123-2155.

Tesliuc, E.D. 2004. *Burkina Faso : Quid de la pauvreté ?*, Ouagadougou, miméo, Institut national de la statistique et de la démographie.

UEMOA 2003. *Rapport semestriel de la surveillance multilatérale*, Ouagadougou, juillet, Union Economique et Monétaire Ouest Africaine.

–. 2004. *Rapport semestriel de la surveillance multilatérale*, Ouagadougou, juin, Union Economique et Monétaire Ouest Africaine.

United Nations 2004. *National Accounts. Main Aggregate Database*, <http://unstats.un.org/unsd/snaama/Introduction.asp>.

UNCTAD 2002. *The Least Developed Countries Report 2002. Escaping the Poverty Trap*. Geneva, United Nations.

World Bank 2001. *World Development Report 2000/2001. Attacking Poverty*, New York, Oxford University Press.

World Bank 2003. *World Development Indicators 2003, CD-ROM*.

Annexes

Tableau A1 : Statistiques descriptives relatives aux actifs des ménages – Burkina Faso 1998 & 2003

Année Paramètre	EP II 1998 - %	Année Paramètre	EP III 2003 - %
1. Actifs physiques			
(i) Habitation			
Personnes/pièce ¹		Personnes/pièce ¹	15,8
≤ 1,25	16,3	≤ 1,23 ¹	18,9
1,26-1,66	16,9	1,24 ¹ -1,66	20,4
1,67-2,00	19,6	1,67-2,00	12,7
2,01-2,50	13,3	2,01-2,50	17,1
2,51-3,50	16,8	2,51-3,50	15,0
≥ 3,51	17,1	≥ 3,51	
Matériau des murs ¹		Matériau des murs ¹	
Béton, pierres, parpaing, ciment	10,8	Béton, pierres, parpaing, ciment	12,1
Briques cuites, tôles	1,4	Briques cuites, tôles	0,6
Terre, brique de terre	80,4	Terre, brique de terre	83,5
Paille	6,4	Paille	3,6
Autre	1,1	Autre	0,1
Matériau du toit ¹		Matériau du toit ¹	
Béton, tuiles	0,5	Béton, tuiles	0,7
Tôles	38,7	Tôles	41,2
Terre battue	27,0	Terre battue	27,8
Paille, autre	33,8	Paille, autre	30,2
Matériau du sol ¹		Matériau du sol ¹	
Carreau	1,1	Carreau	1,2
Ciment	32,9	Ciment	31,7
Terre battue, sable	64,1	Terre battue, sable	66,9
Autre	1,9	Autre	0,2
Zone lotie ²	22,1	Zone lotie ²	22,3
Pièce aménagée pour cuisine ²	33,9	Pièce aménagée pour cuisine ²	32,8
Type d'aisance ¹		Type d'aisance ¹	
Chasse avec fosse	1,3	Chasse avec fosse	1,1
Latrines à fosse	0,6	Latrines à fosse	0,6
Latrines ordinaires	27,5	Latrines ordinaires	33,5
Dans la nature-autre	70,6	Dans la nature-autre	64,7
Evacuation des ordures ¹		Evacuation des ordures ¹	
Poubelle	2,7	Poubelle	6,2
Fosse	11,4	Fosse	13,4
Bac	2,5	Bac	2,6
Immondices publiques	11,4	Immondices publiques	6,5
Immondices privées	63,3	Immondices privées	58,6
Rue-autre	8,7	Rue-autre	12,8
Eau potable pour boisson ¹		Eau potable pour boisson ¹	
Robinet intérieur propre	3,6	Robinet intérieur propre	4,2
Robinet intérieur partagé	1,7	Robinet intérieur partagé	1,7
Fontaine publique	15,4	Fontaine publique	14,3
Forage	30,9	Forage	40,7
Puits avec buses	11,4	Puits avec buses	8,6
Puits ordinaire	26,8	Puits ordinaire	26,3
Rivière, cours d'eau, lac, autre	10,1	Rivière, cours d'eau, lac, autre	4,2
Energie pour la cuisson des aliments ¹		Energie pour la cuisson des aliments ¹	
Electricité, gaz,	2,7	Electricité, gaz,	2,9
Pétrole	1,1	Pétrole	0,2
Bois	87,7	Bois	91,4
Charbon de bois	4,8	Charbon de bois	4,0
Autre	3,7	Autre	1,5
Energie pour l'éclairage ¹		Energie pour l'éclairage ¹	
Electricité, solaire, batterie	7,9	Electricité, solaire, batterie	10,3
Gaz, torche	13,0	Gaz, torche	13,2
Pétrole	65,7	Pétrole	71,7
Bois	10,4	Bois	4,3
Bougie, autre	3,0	Bougie, autre	0,5
(ii) Biens durables			
Fer à repasser ²	10,4	Fer à repasser ²	
Réfrigérateur ²	3,6	Réfrigérateur ²	7,9
Télévision ²	7,5	Télévision ²	4,0
Radio ²	53,0	Radio ²	9,7
Machine à coudre ²	3,7	Machine à coudre ²	67,7
Cuisinière moderne – gaz ²	7,6	Cuisinière moderne – gaz ²	2,7
Bicyclette ²	72,6	Bicyclette ²	7,2
Mobylette, moto ²	24,2	Mobylette, moto ²	80,0
Automobile, véhicule privé ²	2,2	Automobile, véhicule privé ²	22,8
Téléphone ²	2,1	Téléphone ²	2,3
2. Actifs humains			
Instruction du chef			
Supérieur	1,7	Supérieur	2,0
Secondaire 2c	3,4	Secondaire 2c	3,1
Secondaire 1c	3,9	Secondaire 1c	4,2
Primaire complet	5,1	Primaire complet	5,7
Primaire incomplet	3,3	Primaire incomplet	3,6
Sans instruction	82,5	Sans instruction	81,3
Taux de non-éducation combiné/ménage ⁴	58,8	Taux de non-éducation combiné/ménage ⁴	53,4
3. Actifs sociaux - transferts réels reçus⁵			
> 1,37	5,0	> 0,60	3,1
0,68-1,37	6,4	0,30-0,60	1,8
0,34-0,68	4,9	0,13-0,30	4,1
0,17-0,34	5,7	0,06-0,13	2,9
< 0,17	7,2	< 0,06	14,2
0,00	70,7	0,00	73,9
N – ménages	8311	N – ménages	7973

(1) Variable exprimant un classement ordinal par ordre croissant – lorsque l'on se déplace vers le bas – de précarité. Le total est égal à 100 ; (2) Existence de ces actifs – moyenne. Dans l'analyse, ces variables font aussi d'un classement ordinal par ordre croissant de précarité ; (3) La limite diffère très légèrement avec celle de 1998 ; (4) Taux combiné de l'inverse du taux net de scolarisation des 7-14 ans et du taux d'analphabétisme des 15 ans et plus, la pondération étant, respectivement, des deux tiers et du tiers ; (5) Ratio du montant des transferts réels – déflatés par un indice régional des prix – et du seuil de pauvreté.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

Tableau A2 : Statistiques relatives aux analyses en composantes principales non linéaire fondées sur les actifs des ménages – Burkina Faso 1998 & 2003¹

Année	EP II 1998		Année	EP III 2003			
	Dimension			Dimension			
	1	2		1	2		
Paramètre			Paramètre				
Corrélations entre composantes et variables initiales							
1. Actifs physiques			1. Actifs physiques				
(i) Habitation			(i) Habitation				
Personnes/pièce	0,320	-0,139	Personnes/pièce	0,232	-0,097		
Matériau des murs	0,758	-0,080	Matériau des murs	0,767	0,095		
Matériau du toit	0,700	-0,405	Matériau du toit	0,647	0,513		
Matériau du sol	0,751	-0,334	Matériau du sol	0,735	0,410		
Zone lotie	0,746	-0,359	Zone lotie	0,758	0,357		
Pièce aménagée pour cuisine	0,279	-0,176	Pièce aménagée pour cuisine	0,324	0,022		
Type d'aisance	0,793	-0,226	Type d'aisance	0,732	0,314		
Evacuation des ordures	0,532	-0,160	Evacuation des ordures	0,679	-0,023		
Eau potable pour boisson	0,806	-0,186	Eau potable pour boisson	0,830	0,107		
Energie pour la cuisson des aliments	0,481	0,238	Energie pour la cuisson des aliments	0,489	-0,244		
Energie l'éclairage	0,615	-0,211	Energie l'éclairage	0,814	-0,084		
(ii) Biens durables			(ii) Biens durables				
Fer à repasser	0,521	0,234	Fer à repasser	0,450	-0,127		
Réfrigérateur	0,625	0,500	Réfrigérateur	0,658	-0,433		
Télévision	0,716	0,342	Télévision	0,785	-0,190		
Radio	0,451	-0,131	Radio	0,350	0,288		
Machine à coudre	0,197	0,096	Machine à coudre	0,206	-0,035		
Cuisinière moderne – gaz	0,726	0,331	Cuisinière moderne – gaz	0,727	-0,299		
Bicyclette	-0,162	0,212	Bicyclette	-0,152	-0,029		
Mobylette, moto	0,571	0,048	Mobylette, moto	0,603	0,062		
Automobile, véhicule privé	0,502	0,484	Automobile, véhicule privé	0,497	-0,445		
Téléphone	0,477	0,508	Téléphone	0,675	-0,405		
2. Actifs humains			2. Actifs humains				
Instruction du chef	0,751	0,216	Instruction du chef	0,763	-0,173		
Taux de non-éducation combiné/ménage	0,696	-0,174	Taux de non-éducation combiné/ménage	0,678	0,144		
3. Actifs sociaux - transferts réels reçus			3. Actifs sociaux - transferts réels reçus				
	0,144	-0,099		0,133	0,194		
Récapitulatif du modèle							
Alpha de Cronbach ²	total = 0,942	0,919	0,481	Alpha de Cronbach ²	total = 0,945	0,927	0,400
Total (valeur propre)	total = 10,239	8,382	1,857	Total (valeur propre)	total = 10,582	8,960	1,623
% de variance expliquée	total = 42,662	34,924	7,738	% de variance expliquée	total = 44,093	37,331	6,762
N – ménages		8311		N – ménages		7973	

(1) Voir le tableau A1 pour la spécification des variables ; (2) Basée sur la valeur propre totale.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

Tableau A3 : Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire $P_{(\alpha=1)}$ des ménages selon leur localisation spatiale et l'accès aux actifs, et statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés – Burkina Faso 1998-2003

Région/milieu	1998						N	2003						η^6	N
	Actif physique		Actif humain	Actif social	Moyenne générale	Contribution – %		Actif physique		Actif humain	Actif social	Moyenne générale	Contribution – %		
	Habitat ²	Biens durables ³	Edu-cation ⁴	Trans-ferts ⁵				Habitat ²	Biens durables ³	Edu-cation ⁴	Trans-ferts ⁵				
Pauvreté non monétaire – $\alpha = 1^1$															
Urbain															
Centre	0,017	0,121	0,084	0,214	0,109	6,5	885	0,014	0,099	0,078	0,208	0,100	5,2	-0,63	750
Autres régions	0,037	0,140	0,126	0,178	0,120	7,9	971	0,036	0,131	0,102	0,202	0,118	7,5	-0,14	908
<i>Ensemble urbain</i>	<i>0,028</i>	<i>0,131</i>	<i>0,106</i>	<i>0,196</i>	<i>0,115</i>	<i>14,5</i>	<i>1 856</i>	<i>0,027</i>	<i>0,117</i>	<i>0,092</i>	<i>0,205</i>	<i>0,110</i>	<i>12,8</i>	<i>-0,50</i>	<i>1 659</i>
Rural															
Hauts bassins	0,162	0,163	0,221	0,220	0,191	6,5	504	0,153	0,156	0,201	0,230	0,185	7,0	-0,27	540
Boucle du Mouhoun	0,184	0,183	0,217	0,227	0,203	9,5	692	0,171	0,168	0,221	0,237	0,199	9,5	-0,20	685
Sahel	0,218	0,218	0,238	0,238	0,228	8,4	548	0,187	0,200	0,230	0,213	0,208	8,2	-0,84	568
Est	0,183	0,191	0,209	0,213	0,199	9,0	672	0,188	0,184	0,219	0,239	0,208	8,9	0,42	616
Sud-Ouest	0,194	0,195	0,228	0,224	0,210	5,4	383	0,181	0,192	0,225	0,234	0,208	5,7	-0,07	397
Centre-Nord	0,192	0,199	0,239	0,157	0,197	9,5	713	0,176	0,179	0,227	0,221	0,201	8,5	0,19	605
Centre-Ouest	0,172	0,169	0,216	0,182	0,185	8,1	652	0,157	0,174	0,202	0,215	0,187	7,4	0,10	571
Plateau central	0,149	0,173	0,217	0,200	0,185	6,2	496	0,149	0,171	0,213	0,214	0,187	5,5	0,08	422
Nord	0,172	0,169	0,239	0,093	0,168	5,3	472	0,165	0,174	0,226	0,227	0,198	8,1	1,37	589
Centre-Est	0,160	0,199	0,231	0,155	0,186	8,6	686	0,148	0,183	0,225	0,202	0,189	7,7	0,15	582
Centre	0,135	0,166	0,213	0,233	0,187	1,9	151	0,136	0,161	0,181	0,206	0,171	1,6	-0,38	135
Cascades	0,166	0,160	0,229	0,211	0,191	1,7	133	0,168	0,158	0,224	0,235	0,196	3,4	0,13	254
Centre-Sud	0,149	0,190	0,223	0,236	0,199	4,7	352	0,169	0,186	0,231	0,229	0,203	5,0	0,14	352
<i>Ensemble rural</i>	<i>0,176</i>	<i>0,186</i>	<i>0,225</i>	<i>0,195</i>	<i>0,196</i>	<i>85,5</i>	<i>6 455</i>	<i>0,168</i>	<i>0,177</i>	<i>0,219</i>	<i>0,224</i>	<i>0,197</i>	<i>87,2</i>	<i>0,15</i>	<i>6 314</i>
Moyenne générale	0,143	0,174	0,199	0,195	0,177	-	-	0,138	0,165	0,193	0,220	0,179	-	0,35	-
Contribution – %	20,1	24,5	28,0	27,4	-	100,0	-	19,3	23,0	27,0	30,7	-	100,0	-	-
N	8311	8311	8311	8311	-	-	8311	7973	7973	7973	7973	-	-	-	7973
η^6 rural-urbain	-	-	-	-	9,73*	-	-	-	-	-	-	-	10,19*	-	-

(1) Voir le texte. Les pondérations sont égales : $a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = 1/4$; (2) Les scores relatifs aux niveaux de précarité – 0 = non précaire ; 1 = précaire – des onze actifs de l'habitat – voir texte – sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 6, c'est-à-dire qu'il correspond à *au moins six handicaps sur onze* ; (3) Les scores relatifs aux niveaux de précarité – 0 = non précaire ; 1 = précaire – des dix actifs des biens durables – voir texte – sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 6, c'est-à-dire qu'il correspond à *au moins cinq handicaps sur dix* ; (4) Les scores relatifs aux niveaux de précarité – 0 = non précaire ; 1 = précaire – des deux actifs liés à l'instruction – voir texte – sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 1, c'est-à-dire qu'il correspond à *deux handicaps sur deux* ; (5) Le niveau de subsistance est de 1, c'est-à-dire qu'il correspond à *l'absence de transferts réels ou à des montants très faibles en termes de seuil de pauvreté* ; (6) Kakwani [1990]. Une (*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5%.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003.

Tableau A4 : Indicateurs de pauvreté – e = 1¹ – selon les régions et le milieu et statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés – Burkina Faso 1998-2003

Paramètres	1998			2003			η^2				
	FGT(0) (erreur type) ³	FGT(1) (erreur type) ³	FGT(2) (erreur type) ³	N	FGT(1) (erreur type) ³	FGT(1) (erreur type) ³	FGT(2) (erreur type) ³	N	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
Urbain											
Centre	0.087 (0.008)	0.021 (0.002)	0.007 (0.001)	923	0.092 (0.008)	0.023 (0.002)	0.008 (0.001)	797	0,35	0,64	0,64
Autres régions	0.117 (0.009)	0.028 (0.003)	0.010 (0.001)	992	0.191 (0.011)	0.051 (0.004)	0.020 (0.002)	971	4,56*	4,46*	3,62*
Ensemble urbain	0.103 (0.006)	0.024 (0.002)	0.009 (0.001)	1 915	0.147 (0.007)	0.039 (0.002)	0.015 (0.001)	1 768	4,03*	4,15*	3,50*
Rural											
Hauts bassins	0.342 (0.023)	0.093 (0.008)	0.035 (0.004)	506	0.347 (0.022)	0.106 (0.008)	0.043 (0.004)	565	0,18	1,24	1,52
Boucle du Mouhoun	0.428 (0.019)	0.140 (0.008)	0.062 (0.004)	706	0.542 (0.019)	0.180 (0.008)	0.079 (0.004)	746	4,34*	3,57*	2,60*
Sahel	0.335 (0.021)	0.094 (0.008)	0.037 (0.004)	558	0.289 (0.020)	0.091 (0.008)	0.040 (0.005)	616	-1,70**	-0,30	0,49
Est	0.398 (0.022)	0.102 (0.008)	0.040 (0.004)	681	0.363 (0.023)	0.105 (0.009)	0.043 (0.005)	674	-1,31	0,32	0,61
Sud-Ouest	0.378 (0.022)	0.115 (0.008)	0.048 (0.004)	385	0.477 (0.023)	0.139 (0.009)	0.057 (0.005)	406	2,84*	1,75**	1,16
Centre-Nord	0.419 (0.022)	0.106 (0.007)	0.039 (0.004)	723	0.259 (0.019)	0.060 (0.005)	0.020 (0.002)	625	-6,32*	-5,64*	-4,83*
Centre-Ouest	0.384 (0.023)	0.108 (0.008)	0.044 (0.005)	657	0.336 (0.022)	0.103 (0.009)	0.046 (0.006)	600	-1,37	-0,51	0,26
Plateau central	0.447 (0.026)	0.149 (0.011)	0.069 (0.007)	501	0.530 (0.026)	0.169 (0.011)	0.074 (0.006)	435	2,58*	1,40	0,66
Nord	0.550 (0.022)	0.172 (0.010)	0.075 (0.005)	477	0.638 (0.021)	0.218 (0.010)	0.101 (0.007)	631	2,96*	3,47*	3,29*
Centre-Est	0.501 (0.023)	0.150 (0.009)	0.061 (0.005)	693	0.484 (0.024)	0.165 (0.010)	0.075 (0.006)	633	-0,62*	1,27	2,18*
Centre	0.286 (0.043)	0.074 (0.015)	0.030 (0.009)	158	0.506 (0.047)	0.169 (0.019)	0.070 (0.009)	145	4,08*	4,57*	3,62*
Cascades	0.316 (0.038)	0.088 (0.013)	0.035 (0.007)	135	0.407 (0.041)	0.141 (0.019)	0.068 (0.012)	267	1,82**	2,70*	2,86*
Centre-Sud	0.457 (0.029)	0.168 (0.015)	0.089 (0.010)	384	0.587 (0.029)	0.223 (0.015)	0.116 (0.011)	387	3,77*	3,17*	2,39*
Ensemble rural	0.416 (0.007)	0.123 (0.003)	0.052 (0.002)	6 563	0.435 (0.007)	0.140 (0.003)	0.062 (0.002)	6 732	2,30*	4,84*	5,01*
η^1 rural-urbain	33,94*	31,37*	25,67*	-	27,90*	27,32*	24,02*	-	-	-	-
Ensemble : e = 1	0,345 (0,005)	0,101 (0,002)	0,042 (0,001)	8 478	0,375 (0,006)	0,119 (0,002)	0,052 (0,001)	8 500	4,11*	6,27*	6,08*
Ensemble : EQ1	0,346 (0,006)	0,101 (0,002)	0,042 (0,000)	8 478	0,402 (0,006)	0,124 (0,002)	0,053 (0,001)	8 500	5,38*	6,17*	3,94*

(1) e = élasticité-taille ; (2) Kakwani [1990]. Une (*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5%.
Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1998 et 2003 ; Lachaud (2003).