

# La croissance économique en Afrique sub-saharienne est-elle « pro-pauvres » ? Une investigation appliquée au Burkina Faso

par

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

## Résumé :

Au Burkina Faso, l'examen des effets de la croissance et de l'inégalité sur la pauvreté, au cours de la période 1994-98, suggère trois conclusions. Premièrement, dans un contexte macro-économique favorable, non corroboré par les informations micro-économiques, les enquêtes prioritaires mettent en évidence une stabilité de la pauvreté monétaire, une vulnérabilité des ménages proportionnellement plus répandue, et d'importants changements structurels : progression du ratio de vulnérabilité ; importantes disparités géographiques et recomposition de la pauvreté rurale ; urbanisation de la pauvreté monétaire – augmentation des privations relatives plus rapide que la part de la population des villes – et non monétaire – augmentation de l'inégalité de la mortalité et de la malnutrition des enfants. Deuxièmement, fondée sur des approches en termes d'élasticités de pauvreté – indice de croissance pro-pauvres et taux de croissance d'équivalent pauvreté –, de « courbe d'incidence de croissance », et de variations relatives des parts des dépenses des pauvres, ainsi que par rapport à une appréhension *ex post* du bien-être, l'étude montre que, pour l'ensemble de l'économie, les changements inhérents à l'inégalité des ressources par tête, associés au processus de croissance, ont contribué à réduire ou à stabiliser la pauvreté. Dans ces conditions, il semblerait qu'un processus de croissance pro-pauvres ait prévalu au cours de la période. Troisièmement, la prise en considération des milieux rural et urbain, des types d'urbanisation, des régions, ainsi que de la vulnérabilité des ménages, relativise sensiblement l'appréciation précédente. Si le caractère pro-pauvres de la croissance en milieu rural semble confirmé par plusieurs indices – bien que les effets soient disparates –, la configuration de la croissance économique dans les villes est plutôt « pro-riches » – notamment, dans les deux grandes agglomérations –, l'effet dû à l'inégalité ayant renforcé l'effet de croissance défavorable aux pauvres. Néanmoins, une appréhension *ex ante* du bien-être des ménages démontre que, pour l'ensemble de l'économie, une configuration pro-pauvres de la croissance prévaut surtout pour les groupes dont la pauvreté est imputable à une *variation* des dépenses – pauvres transitoires involutifs et évolutifs –, comparativement à ceux dont la pauvreté est expliquée par une *faiblesse* de ces dernières – pauvres durables –, et, semble-t-il, parmi les premiers, plus pour ceux qui sont en même temps vulnérables – pauvres transitoires involutifs. Cette situation prédomine également en milieu rural, alors que dans les villes l'existence d'un processus de « croissance pro-riches » ne semble démontré que pour des formes de pauvreté caractérisant des ménages qui sont en même temps vulnérables – pauvres durables et transitoires involutifs. De tels résultats pourraient questionner l'opportunité des politiques de lutte contre la pauvreté, fondées sur des indicateurs agrégés du bien-être des ménages ou des individus, une préoccupation centrale du « Cadre stratégique de lutte contre la pauvreté » en cours de révision.

## **Abstract : Is the Economic Growth in sub-Saharan Africa « Pro-Poor » ? An Investigation Applied to Burkina Faso**

In Burkina Faso, the analysis of the effects of the growth and inequality on poverty, during the period 1994-98, suggests three conclusions. Firstly, in a favourable macro-economic context, not corroborated by micro-economic information, the priority surveys highlight a stability of monetary poverty, a households vulnerability proportionally more widespread, and significant structural changes: progression of the vulnerability ratio; significant geographical disparities and new structure of rural poverty; urbanization of monetary poverty – increase in the relative deprivations faster than the share of the population of the cities – and non-monetary – increase in the inequality of child mortality and malnutrition. Secondly, based on approaches in terms of elasticities of poverty – pro-poor growth index and poverty equivalent growth rate –, « growth incidence curve », and relative variations of the shares of the expenditure of the poor, and connected to an *ex post* welfare apprehension, the study shows that, for the whole of the economy, the changes inherent in the inequality of the resources per capita, associated to the process of growth, contributed to reduce or to stabilize poverty. Under these conditions, it would seem that a pro-poor growth process prevailed during the period. Thirdly, the consideration of the rural and urban zones, types of urbanization, areas, as well as households vulnerability, relativizes the preceding appreciation appreciably. If the pro-poor growth process in rural zones seems confirmed by several indices – although the effects are disparate –, the configuration of the economic growth in the cities is rather « pro-rich » – in particular, in the two great towns –, the effect due to the inequality having reinforced the growth effect unfavourable to the poor. Nevertheless, an *ex ante* apprehension of the households welfare shows that, for the whole of the economy, a pro-poor growth configuration prevails, especially for the groups whose poverty is explained by a variation of the expenditure – involutive and evolutive transient poor –, compared to those whose poverty is explained by limited resources – durable poor –, and, apparently, among the first, more for those which are at the same time vulnerable – involutive transient poor. This situation also prevails in rural areas, whereas in the cities, the existence of a pro-rich growth seems only proven for types of poverty related to households which are at the same time vulnerable – durable and involutive transient poor. Such results could question the appropriateness of the policies of fight against poverty, based on aggregate welfare indicators of the households or individuals, a central concern of the « Poverty Reduction Strategy Paper », in the course of revision in the country.

**Mots-clés :** croissance économique ; inégalité ; pauvreté durable ; pauvreté transitoire ; vulnérabilité  
**JEL classification :** I31 ; I32

## Sommaire

<b>1.</b>	<b>Introduction</b> .....	<b>1</b>
<b>2.</b>	<b>Le contexte</b> .....	<b>1</b>
1.	« Effets de diffusion » versus « croissance pro-pauvres » .....	1
2.	<i>Croissance économique, inégalité et pauvreté au Burkina Faso</i> .....	3
A.	Stabilité de la pauvreté et hausse de la vulnérabilité .....	3
B.	Changements structurels de la pauvreté .....	5
<b>3.</b>	<b>Concepts, méthode et sources statistiques</b> .....	<b>10</b>
1.	<i>Les options analytiques</i> .....	10
2.	<i>Les sources statistiques</i> .....	12
<b>4.</b>	<b>Effets de croissance et d'inégalité, et bien-être ex post</b> .....	<b>13</b>
1.	<i>Approche globale</i> .....	13
2.	<i>Approche selon le milieu et les régions</i> .....	15
<b>5.</b>	<b>Effets de croissance et d'inégalité, et bien-être ex ante</b> .....	<b>19</b>
1.	<i>Approche globale</i> .....	19
2.	<i>Approche selon le milieu</i> .....	21
<b>6.</b>	<b>Conclusion</b> .....	<b>22</b>
	<b>Références bibliographiques</b> .....	<b>23</b>
	<b>Annexes</b> .....	<b>26</b>

## 1. Introduction

Dans les pays les moins avancés, la réduction de la pauvreté constitue un objectif majeur des stratégies de développement. Cette volonté actuelle de réorienter le cheminement du développement n'est pas nouvelle. Par exemple, dès le début des années 1970, Ahluwalia et Chenery affirment que gravité de la pauvreté des pays en développement rend nécessaire « l'élaboration d'un nouveau cadre d'analyse permettant d'appréhender explicitement les processus par lesquels les revenus des pauvres sont générés, et les instruments politiques susceptibles d'affecter ces processus » (Chenery, Ahluwalia, Bell, Duloy et Jolly 1974)<sup>1</sup>. De même, le *Rapport sur le développement dans le monde 1990* souligne que le « plus sûr moyen d'améliorer rapidement la vie des pauvres est de poursuivre une stratégie à deux volets : pratiquer, tout d'abord, un type de croissance qui mette à profit ce qui est la plus abondante des ressources du pauvre, à savoir sa force de travail ; lui donner, ensuite, largement accès aux services sociaux de base... » (Banque mondiale 1990)<sup>2</sup>. D'ailleurs, pour la plupart des pays en développement, notamment ceux du continent africain, l'ampleur et la persistance des privations rendent difficile toute distinction entre une « stratégie de développement » et une « stratégie de lutte contre la pauvreté ».

Quoiqu'il en soit, ces options de développement, ainsi que les décisions des institutions de Bretton Woods de septembre 1999, selon lesquelles les modalités d'allègement de la dette sous l'Initiative PPTE renforcée et les opérations de prêts futurs de la Banque mondiale et du Fonds monétaire international dépendaient d'une « Stratégie de réduction de la pauvreté » – généralement décrite dans le document de « Cadre stratégique de lutte contre la pauvreté » –, ont suscité récemment un vif intérêt pour le concept de « croissance pro-pauvres ». En d'autres termes, il s'agit de spécifier les relations qui prévalent entre la croissance, l'inégalité et la pauvreté, une tâche complexe compte tenu des multiples questionnements sous-jacents : (i) la croissance est-elle toujours bonne pour les pauvres ? (ii) est-ce que davantage de croissance est plus profitable aux pauvres que moins de création de richesses ? (iii) est-ce que la croissance contribue à réduire l'inégalité ? (iv) est-ce que l'inégalité joue un rôle quant à l'impact de la croissance sur la pauvreté ? Bien que les réponses à de telles questions dépendent à la fois des conditions initiales – en particulier, le niveau des revenus et le niveau et le type d'inégalité, ainsi que le type de croissance –, des définitions et des méthodes de mesure, et des options idéologiques (Eastwood et Lipton 2000), l'exécution d'un programme de lutte contre la pauvreté exige de pouvoir apprécier la configuration de la croissance économique et de l'inégalité par rapport à la dynamique des privations.

La présente étude s'inscrit dans cette perspective, et tente d'évaluer, au cours de la période 1994-98, les effets de la croissance et de l'inégalité sur la pauvreté au Burkina Faso, l'un des pays les moins avancés d'Afrique. En même temps, la recherche propose de surmonter deux insuffisances qui prévalent fréquemment dans la littérature consacrée à cette question (Bigsten et Shimeles 2003 pour l'Afrique ; Kakwani, Khandker et Son pour l'Asie) : d'une part, examiner la relation entre la croissance, l'inégalité et la pauvreté selon les milieux et les régions ; d'autre part, explorer le processus de croissance pro-pauvres en fonction d'une appréhension du bien-être, non seulement *ex post* mais également *ex ante*. La deuxième partie rappelle quelques éléments du débat « effet de diffusion » versus « croissance pro-pauvres », et du contexte burkinabè, tandis que la troisième partie expose les options méthodologiques et les sources statistiques utilisées. Les quatrième et cinquième parties présentent les effets de croissance et d'inégalité sur la pauvreté selon le milieu et, respectivement, par rapport à une appréhension *ex post* et *ex ante* du bien-être.

## 2. Le contexte

### 1. « Effet de diffusion » versus « croissance pro-pauvres »

Au cours des années 1950 et 1960, le processus de « diffusion » de la croissance économique était considéré comme un élément clé des stratégies de développement. La conception du développement était essentiellement quantitative : le développement industriel permet le progrès technique dans l'économie, l'augmentation de la productivité de la main-d'oeuvre, l'accumulation du capital et le bien-être. En d'autres termes, la plupart des responsables des pays en développement estimaient que la croissance économique était

---

<sup>1</sup> p. 38.

<sup>2</sup> p. 3. En fait, dans les années 1960, la Banque mondiale a mis l'accent sur la croissance économique comme moyen de réduire la pauvreté. De même, dans le *Rapport sur le développement dans le monde 1980*, la Banque mondiale admettait que la croissance économique seule ne pouvait pas réduire la pauvreté, et que des investissements en capital humain s'avéraient nécessaires pour accroître les revenus et réduire la pauvreté.

synonyme de développement économique et social. La progression du produit national brut assurerait la réalisation d'autres objectifs, tels que l'emploi, une répartition plus équitable du revenu et une réduction de la pauvreté. Ce processus implique un mouvement automatique des richesses des plus aisés vers les pauvres. Mais, la croissance économique bénéficie, d'abord, aux riches, puis, dans une seconde phase, les pauvres commencent aussi à en profiter lorsque les premiers consomment leurs gains. Par conséquent, le processus de diffusion vertical de la croissance économique des riches vers les pauvres est seulement indirect, ce qui implique que ces derniers bénéficient proportionnellement moins de la création des richesses que les premiers. Néanmoins, malgré cela, l'incidence de la pauvreté peut diminuer consécutivement à la progression du produit national brut. En outre, s'il y avait une possibilité de conflit entre différents objectifs, l'importance attribuée au produit national brut était capitale (Stewart et Streeten 1971). On retrouve sous-jacents la plupart des modèles classique et néo-classiques, pour lesquels l'accumulation du capital est au centre du système social : « Le fait central du développement économique est l'accumulation du capital » (Lewis 1954).

Or, dès la fin des années 1960, il apparaissait qu'il ne suffisait pas d'accélérer la croissance économique pour réaliser le développement économique et social. Ce point a été admirablement souligné par D. Seers : « Pour tous ceux qui se sont occupés de ces questions pendant des années, il est particulièrement difficile de se persuader que le rythme de croissance a, en soi, une signification limitée. Même les partisans de l'emploi en tant qu'objectif privilégié estiment que le meilleur moyen d'en augmenter le volume d'une manière suffisante est d'accélérer la cadence de la croissance économique. Et pourtant, il est maintenant établi qu'un développement économique rapide ne suffit pas à accroître le volume de l'emploi. Au contraire, un tel développement laisse de côté une partie de la population, et accentue les inégalités entre les citoyens. En réalité, lorsque la croissance se concentre sur un petit nombre d'industries exigeant peu de capitaux, comme c'est le cas lorsqu'elle est vraiment rapide, c'est la productivité plutôt que l'emploi qui a des chances d'augmenter. En outre, les salaires atteignent des niveaux supérieurs à ceux qui peuvent être payés dans d'autres branches, l'agriculture en particulier, d'où une réduction des possibilités de travail qu'elles offrent » (Seers 1970)<sup>3</sup>. De même, ce qui importe, ce n'est pas le rythme, mais le processus de croissance car, « étant donné une certaine composition de la production, les relations techniques de production, les prix relatifs et la répartition de la propriété des ressources, il ne peut y avoir qu'une répartition du revenu, à moins que les autorités n'agissent dans le domaine fiscal ou monétaire » (Thorbecke 1973). Par ailleurs, il se peut que la croissance économique rapide augmente la pauvreté. En particulier, un mécanisme de « croissance appauvrissante » peut prévaloir lorsque l'accentuation de l'inégalité est si forte que l'impact positif de la création des richesses est plus que contrebalancé par l'effet négatif de l'augmentation de l'inégalité (Bhagwati 1988)<sup>4</sup>.

Au cours des années 1990, le débat quant aux relations qui prévalent entre la croissance, l'inégalité et la pauvreté s'est à nouveau animé, en particulier dans le contexte de la globalisation. S'agissant de la pauvreté, il est soutenu, successivement, qu'au cours des précédentes décennies, la proportion de pauvres dans les pays en développement a décliné (Bhalla 2002), faiblement diminué (Chen et Ravallion 2001) ou augmenté (UNCTAD 2002). Un désaccord comparable prévaut en ce qui concerne l'inégalité, cette dernière ayant augmenté (International Forum on Globalization 2001), diminué (Bhalla 2002) ou stagné (Dollar et Kraay 2000). A cet égard, l'étude empirique de Dollar et Kraay présente un intérêt particulier. En effet, à partir d'un échantillon de 80 pays – industrialisés et en développement –, il a été montré qu'au cours des quatre dernières décennies le revenu moyen des pauvres a augmenté dans la même proportion que le produit intérieur brut par tête<sup>5</sup>. Cela signifie que « la croissance est bonne pour les pauvres », quelle que soit sa nature. Ainsi, selon cette recherche, la croissance économique inhérente aux quatre dernières décennies n'a pas altéré l'inégalité relative, et aurait engendré des gains proportionnellement identiques pour les pauvres et les non pauvres. Dans ces conditions, Dollar et Kraay suggèrent qu'il n'est pas nécessaire que les gouvernements poursuivent des politiques de croissance pro-pauvres. Il suffit de maximiser la croissance économique dans le cadre des programmes de réformes visant promouvoir la stabilisation économique et les ajustements structurels nécessaires, une argumentation susceptible de renforcer la thèse de l'effet de diffusion de la croissance.

<sup>3</sup> p. 432.

<sup>4</sup> Bhagwati effectue sa démonstration en décrivant la situation des riches exploitants agricoles qui s'adaptent aux nouvelles semences à haut rendement, ce qui accroît la production de céréales et diminue les prix. Or, les petits agriculteurs, ne pouvant pas adopter les nouvelles technologies, voient leur production stagner et, éventuellement, baisser. Par conséquent, la révolution verte peut appauvrir les agriculteurs de subsistance. En fait, le cas le plus probable est que ces derniers s'adaptent aussi aux nouvelles technologies à long terme, mais qu'ils bénéficient proportionnellement moins de la croissance que les plus riches.

<sup>5</sup> Le revenu moyen des pauvres se réfère aux 20 pour cent du bas de la distribution. L'élasticité est peu différente de 1 – 1,06 en niveau, et 1,02 en différence.

En fait, les divergences précédemment mises en évidence dépendent, en partie, des différences conceptuelles et méthodologiques qui sous-tendent la plupart des études, et, en partie, de la relation supposée entre la croissance et la pauvreté (Ravallion 2003 ; Kakwani et Pernia 2000). Fondamentalement, une croissance pro-pauvres est celle qui contribue à réduire la pauvreté, c'est-à-dire qui améliore le niveau de bien-être des individus ou des ménages, notamment des plus pauvres, en termes monétaires et/ou non monétaires. Evidemment, il existe un accord pour soutenir que toute croissance économique est typiquement pro-pauvres. Toutefois, cela ne signifie pas que toutes les politiques favorables à la croissance contribuent à réduire la pauvreté, compte tenu des implications possibles en termes de distribution, et de l'hétérogénéité de l'impact de la croissance sur la pauvreté<sup>6</sup>. Par ailleurs, on fait aussi remarquer que les pauvres ont un niveau de bien-être plus faible que les riches parce qu'ils manquent de ressources pour satisfaire leurs besoins de base. Précisément, les mécanismes du marché génèrent un processus de croissance qui favorise davantage les riches que les pauvres (Kakawani et Pernia 2000). Il en est ainsi parce que les premiers ont des avantages inhérents à l'économie de marché en termes d'actifs physiques, financiers ou humains. De plus, dans maints pays en développement, les gouvernements mettent souvent en oeuvre, sciemment ou non, des politiques biaisées en faveur des riches, ce qui contribue à maintenir, voire à accentuer, les écarts entre les groupes sociaux. Par conséquent, rehausser le bien-être global de la société appelle des politiques ayant la capacité de réduire ces disparités. En définitive, promouvoir une croissance pro-pauvres requiert une stratégie délibérément biaisée en faveur des pauvres, de manière à ce que la création des richesses profite plus que proportionnellement à ces derniers. Cette affirmation ne signifie pas que la croissance n'est pas en mesure de réduire la pauvreté. Elle indique seulement que, dans beaucoup de pays en développement, l'ampleur et la persistance de la pauvreté appellent des programmes d'action qui soient en mesure de combiner des réformes économiques encourageant la croissance avec des politiques appropriées, afin de s'assurer que les pauvres puissent pleinement participer aux opportunités laissées de côté par la croissance.

## 2. Croissance économique, inégalité et pauvreté au Burkina Faso<sup>7</sup>

Les enquêtes prioritaires I et II, réalisées, respectivement, en 1994-95 et 1998, et, dans une certaine mesure, les données de la comptabilité nationale, tendent à mettre en évidence à la fois une stabilité de la pauvreté monétaire, une hausse de la vulnérabilité, et d'importants changements structurels.

### A. Stabilité de la pauvreté et hausse de la vulnérabilité

La dynamique de la pauvreté et de la vulnérabilité peut être appréhendée par rapport à une analyse, respectivement, *ex post* et *ex ante* du bien-être.

*En premier lieu*, l'analyse *ex post* du bien-être met en évidence une stabilité de la pauvreté monétaire. Tout d'abord, les dépenses des ménages par tête, évaluées aux prix de 1998 – en utilisant le déflateur des deux seuils de pauvreté – ont baissé de 3,9 pour cent au cours des trois années séparant les deux enquêtes prioritaires. Les dépenses par tête et par an sont passées de 180,8 à 173,8 milliers de F.Cfa<sup>8</sup>. Dans ces conditions, a priori, une réduction de la pauvreté au cours de cette période est peu probable, sauf si la distribution des dépenses des ménages a changé. En effet, le tableau 1, affichant les mesures habituelles de la pauvreté, appartenant à la classe des indices additifs et décomposables – incidence, intensité et inégalité – met en évidence une stabilité de la pauvreté nationale lorsque le niveau de vie est appréhendé sur une base per capita. Le ratio de pauvreté des ménages – P0 – est de 34,5 pour cent en 1998, contre 34,6 pour cent en 1994-95, ce qui correspond, sous certaines hypothèses, respectivement, à 45,3 et 44,5 pour cent des individus. Notons que les ressources moyennes des ménages pauvres, en pourcentage de la ligne de pauvreté, ont un peu augmenté – 70,2 à 70,7 pour cent –, comme le laissait prévoir l'évolution des dépenses par tête des plus démunis. On note aussi que l'inégalité de la pauvreté a légèrement décliné.

<sup>6</sup> Ravallion indique que la composition géographique de la croissance a joué un rôle important en Inde. Au cours des décennies récentes, la croissance est devenue moins pro-pauvres dans ce pays, compte tenu des disparités régionales croissantes et de l'impact limité de la croissance quant à la réduction de ces disparités. Globalement, la croissance économique en Inde n'est pas survenue dans les Etats susceptibles de réduire le plus la pauvreté nationale (Ravallion 2003).

<sup>7</sup> Cette section est issue, en grande partie, de Lachaud (2003).

<sup>8</sup> En fait, les variations des dépenses réelles ne sont pas homogènes selon le niveau de vie – stabilisation pour les pauvres et déclin pour les non pauvres –, les régions – déclin surtout en milieu urbain –, le statut économique – diminution en particulier pour les salariés – et le sexe du chef de ménage – augmentation pour les familles gérées par une femme, et inversement

**Tableau 1 : Mesures de la pauvreté en termes de ménages et d'individus selon le milieu – Burkina Faso 1994-2002<sup>1</sup>**

Paramètre	Enquêtes prioritaires						Comptabilité nationale							
	1994-95		1998		1998		1998		2002		2002			
	Incidence (α=0)	Intensité (α=1)	Inégalité (α=2)	Incidence (α=0)	Intensité (α=1)	Inégalité (α=2)	Incidence (α=0)	Intensité (α=1)	Inégalité (α=2)	Incidence (α=0)	Intensité (α=1)	Inégalité (α=2)		
Valeur - P0		Valeur - P1		Valeur - P2		Valeur - P0		Valeur - P1		Valeur - P0		Valeur - P1		
<b>Ménages</b>														
Ensemble	0,346	1,000	0,103	0,043	0,345	1,000	0,101	0,042	0,346	0,105	0,043	0,344	0,105	0,042
Rural	0,412	0,958	0,123	0,052	0,416	0,933	0,123	0,052	-	-	-	-	-	-
Urbain	0,074	0,041	0,017	0,006	0,103	0,067	0,024	0,009	-	-	-	-	-	-
<b>Individus</b>														
Ensemble	0,445	1,000	0,139	0,060	0,453	1,000	0,137	0,059	0,444	0,139	0,059	0,441	0,138	0,059
Rural	0,511	0,962	0,161	0,070	0,510	0,939	0,157	0,068	-	-	-	-	-	-
Urbain	0,104	0,162	0,025	0,009	0,165	0,060	0,040	0,015	-	-	-	-	-	-
<b>Ensemble ménages - EQ1<sup>2</sup></b>	0,388	1,000	0,117	0,049	0,43	1,000	0,115	0,046	-	-	-	-	-	-

(1) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke ; lignes de pauvreté de 41 099 et 72 690 F.Cfa par tête et par an, respectivement, en 1994-95 et 1998 ; (2) Echelle d'équivalence :  $EQ1 = (A + 0,6E_{0,4} + E_{5,9} + E_{10,14})^{0,53} = (A + 0,6E_{0,4} + E_{5,14})^{0,53}$ , où A = adultes et E = enfants. Lachaud [2003] ; (3) Base : consommation privée aux prix de 1985 ; Courbe de Lorenz beta ; les lignes de pauvreté ont été estimées à 31 640 et 44 540 F. Cfa par tête et par an, respectivement, en termes de ménages et d'individus en 1998. En 2002, elles ont été ajustées selon l'évolution des prix à la consommation - +3,35 pour cent -, respectivement, à 32 700 et 46 032 F. Cfa par tête et par an. Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 1998 ; comptabilité nationale.

Ce faible déclin des dépenses par tête et cette stabilité de la pauvreté peuvent apparaître paradoxaux, compte tenu du contexte de croissance économique qui a prévalu au cours de la période : 5 pour cent, en moyenne, entre 1994 et 1999. En fait, en dehors des possibilités d'erreurs statistiques inhérentes aux comptes nationaux et aux enquêtes, deux éléments peuvent relativiser ce constat. Tout d'abord, il existe des divergences conceptuelles entre la comptabilité macro-économique et les enquêtes auprès des ménages. En effet, quatre composantes, imparfaitement intégrées ou exclues des données relatives aux enquêtes auprès des ménages, tendent à augmenter avec le produit intérieur brut : les profits non distribués des sociétés, les revenus de la propriété, la fiscalité personnelle et les transferts de l'Etat en nature. Ainsi, en Afrique, il a été estimé que les revenus ou les dépenses inhérentes aux enquêtes correspondaient à environ 70 pour cent du produit intérieur brut. Ensuite, le processus d'allocation de la dépense publique peut contribuer à accroître la divergence à court terme entre l'évolution de produit national brut et les dépenses des ménages, si les investissements sont favorisés au détriment de la consommation. Précisément, dans le cas du Burkina Faso, la décomposition du produit intérieur brut entre 1994 et 1998 montre que l'essentiel des gains réalisés au cours de la période de croissance ont été investis. Dans ces conditions, à court terme, les dépenses des ménages et le revenu agrégé peuvent fort bien évoluer différemment.

Par ailleurs, la stabilité de la pauvreté nationale semble s'être maintenue entre 1998 et 2002, une période au cours de laquelle le PIB en volume a augmenté annuellement à un taux de 4,8 pour cent, tandis que la consommation privée par tête s'est accrue de 0,9 pour cent par an. En effet, en appliquant la distribution des dépenses par tête de 1998 à la consommation privée de la comptabilité nationale, l'estimation des courbes de Lorenz montre que le ratio de pauvreté des individus aurait seulement décliné de 44,4 à 44,1 pour cent entre 1998 et 2002 – 34,6 à 34,4 pour cent en termes de ménages<sup>9</sup>.

En fait, cette stabilité d'ensemble de la pauvreté prévaut pour le secteur rural qui englobe plus de 90 pour cent des pauvres, alors que le niveau des privations semble s'être considérablement accru dans le milieu urbain. En effet, entre 1994-95 et 1998, l'incidence de la pauvreté parmi les individus est passée de 51,1 à 51,0 dans les campagnes. Par contre, dans les villes, 16,5 pour cent des individus étaient pauvres en 1998, contre 10,4 pour cent en 1994-95.

<sup>9</sup> L'estimation est fondée sur des données de la comptabilité nationale, issues de la Banque mondiale et de l'UEMOA. La ligne de pauvreté de 1998 est déterminée en supposant que le rapport entre les dépenses moyennes de l'enquête prioritaire II et la consommation moyenne privée par tête de la comptabilité nationale en 1998, équivaut au rapport des lignes de pauvreté respectives. Pour 1998, les lignes de pauvreté en termes de ménages et d'individus sont, respectivement, de 31 640 et 44 540 F. Cfa par tête et par an. Pour 2002, elles ont été ajustées par l'indice des prix à la consommation qui, selon la Banque mondiale, a augmenté de 3,35 pour cent au cours de la période (Banque mondiale 2003). Les estimations ont été effectuées à l'aide de POVCAL. On notera que les estimations réalisées à l'aide des données issues de l'Instrument automatisé de prévision de la GTZ génère de taux de pauvreté plus élevés, mais des variations de cette dernière similaires.

*En second lieu*, une stratification *ex ante* des ménages, fondée sur la pauvreté et la vulnérabilité, appelle plusieurs commentaires – inhérents à l'enquête prioritaire de 1998<sup>10</sup> ; tableau A1 en annexe. Premièrement, la vulnérabilité des ménages, c'est-à-dire ceux qui ont une probabilité d'au moins 40 pour cent d'être pauvres à court terme, est une situation beaucoup plus répandue que la pauvreté. En effet, en 1998, alors que 34,5 pour cent des ménages sont « pauvres », 46,6 pour cent sont « très vulnérables » – tableau A1, avant-dernière colonne. Dans ces conditions, a priori, les politiques de lutte contre la pauvreté peuvent apparaître restrictives en termes de progrès social, dans la mesure où elles ne prennent que partiellement en compte le risque de privations – le risque moyen de pauvreté identique au ratio de pauvreté. Deuxièmement, et corrélativement, les stratifications des ménages en termes de pauvreté et de vulnérabilité se chevauchent. Par exemple, si 46,6 pour cent des ménages très vulnérables sont pauvres, 21,6 pour cent de ceux qui sont faiblement vulnérables ont également un niveau de vie inférieur au seuil de pauvreté. De même, alors que 69,5 pour cent des ménages pauvres ont au moins 40 pour cent de chance de demeurer pauvres à court terme, 41,9 pour cent des groupes non pauvres ont la même chance de basculer dans la pauvreté dans un avenir proche. Troisièmement, la pauvreté durable – ou chronique –, caractérisant les ménages dont les dépenses par tête *actuelles et estimées* sont inférieures au seuil de pauvreté, est la composante la plus importante de la pauvreté. En effet, en 1998, elle touche 57,6 pour cent des ménages pauvres – 19,9 pour cent de l'ensemble des ménages. De ce fait, la pauvreté transitoire, inhérente aux familles ayant à la fois un niveau de vie actuel inférieur au seuil de pauvreté et des ressources escomptées égales ou supérieures à ce dernier, concerne 42,4 pour cent des ménages pauvres. En fait, les pauvres transitoires sont très hétérogènes, puisque les trois quarts d'entre eux ne sont pas exposés à une forte vulnérabilité : 11,9 et 30,5 pour cent des ménages pauvres pour des raisons conjoncturelles sont, respectivement, pauvres transitoires-involutifs – très vulnérables – et pauvres transitoires-évolutifs – faiblement vulnérables<sup>11</sup>. En d'autres termes, parmi les 69,5 pour cent des ménages à la fois pauvres et très vulnérables<sup>12</sup>, 82,9 pour cent d'entre eux ont une probabilité de pauvreté expliquée par les faibles dépenses, et 17,9 pour cent par la variabilité de ces dernières<sup>13</sup>. De tels résultats tendent à montrer que, si l'essentiel de la lutte contre la pauvreté doit être consacré à des actions visant à réduire la pauvreté durable – environ six ménages pauvres sur dix –, la pauvreté transitoire appelle, elle aussi, une attention spécifique, d'autant que son caractère hétérogène – un quart des ménages sont pauvres et très vulnérables à cause d'une fluctuation des ressources, et les trois quarts sont pauvres tout en ayant au moins 60 pour cent de chance de ne pas le rester à court terme – complexifie la mise en œuvre des politiques économiques. Quatrièmement, des catégories de ménages non pauvres semblent particulièrement exposées au risque de pauvreté dans un avenir proche. En effet, 20,6 pour cent de l'ensemble des ménages, bien que non pauvres, ont une consommation estimée inférieure au seuil de pauvreté, et ont au moins 40 pour cent de chance de devenir pauvres à court terme. Ils sont dénommés « non pauvres vulnérables et précaires », et leur probabilité moyenne de vulnérabilité est assez élevée, soit 0,674 – tableau A1. En outre, ils représentent environ les trois quarts des ménages à la fois non pauvres et vulnérables, l'autre quart étant constitué des « non pauvres vulnérables », c'est-à-dire des familles qui ont une consommation escomptée supérieure au seuil de pauvreté<sup>14</sup>.

En définitive, l'enquête prioritaire de 1998 montre que les ménages très vulnérables sont constitués de deux principales catégories : d'une part, les pauvres durables – 38,7 pour cent –, et, d'autre part, les non pauvres vulnérables et précaires – 40,1 pour cent. Ces deux sous-ensembles, vulnérables en termes de pauvreté à cause d'une *faiblesse des dépenses par tête*, représentent, respectivement, 19,9 et 20,6 pour cent de la totalité des ménages – tableau A1, colonnes 4 et 5. Par contre, les ménages dont la vulnérabilité est due à une *variabilité des ressources*, constituent 10,9 pour cent de l'ensemble des ménages, et 21,3 pour cent des groupes très vulnérables – pauvres transitoires-involutifs (8,0 pour cent) et non pauvres vulnérables (13,3 pour cent).

## B. Changements structurels de la pauvreté

Les informations inhérentes aux enquêtes prioritaires I et II mettent en évidence plusieurs changements structurels significatifs de la pauvreté.

*Premièrement*, la nouvelle stratification des ménages permet de mieux spécifier la dynamique globale de la pauvreté. On constate une légère progression de la proportion des ménages très vulnérables, puisque le

<sup>10</sup> Voir Lachaud (2003) pour les aspects méthodologiques.

<sup>11</sup> Les termes « involutifs » et « évolutifs » permettent de différencier les ménages pauvres transitoires selon la vulnérabilité – très vulnérables dans le premier cas, et faiblement vulnérables dans le deuxième cas.

<sup>12</sup>  $57,6 + 11,9 = 69,5$  pour cent.

<sup>13</sup>  $(57,6/69,5) \times 100 = 82,9$  pour cent.

<sup>14</sup> La colonne 4 du tableau 2 montre que ces deux groupes englobent, respectivement, 40,1 et 13,3 pour cent des ménages très vulnérables.

ratio est passé de 45,3 à 46,6 pour cent entre 1994-95 et 1998. En même temps, au cours de la période, la probabilité moyenne de vulnérabilité s'est élevée de 0,379 à 0,406 – 0,502 à 0,521 pour les pauvres, et 0,618 à 0,634 pour les très vulnérables<sup>15</sup>. En outre, alors qu'en 1994-95, 65,5 pour cent des ménages pauvres avaient au moins 40 pour cent de chance de demeurer pauvres, et que 34,6 pour cent des groupes non pauvres avaient la même chance de basculer dans la pauvreté, ces pourcentages sont passés, respectivement, à 69,5 et 41,9 pour cent à l'issue de l'enquête prioritaire de 1998 – tableau A1.

Par ailleurs, la stabilité globale de la pauvreté, précédemment indiquée, s'est accompagnée d'une augmentation de la pauvreté durable. En effet, parmi les pauvres, la proportion des pauvres durables est passée de 52,2 à 57,6 pour cent entre 1994-95 et 1998 – tableau A2. Parallèlement, le déclin de la pauvreté transitoire profite surtout aux ménages faiblement vulnérables, c'est-à-dire à ceux qui sont situés en dessous de la ligne de pauvreté, mais qui ont moins de 40 pour cent de chance de demeurer dans cette situation. Corrélativement, cette évolution s'accompagne, d'une part, d'une augmentation de la probabilité moyenne de vulnérabilité des pauvres durables – 0,695 à 0,701 entre 1994-95 et 1998 –, alors que l'inverse est observé en ce qui concerne la pauvreté transitoire, et, d'autre part, d'une proportion plus importante de la probabilité de pauvreté expliquée par la faiblesse des dépenses. Ainsi, en 1994-95, parmi les 65,5 pour cent de ménages à la fois pauvres et très vulnérables<sup>16</sup>, 79,7 pour cent d'entre eux avaient une probabilité de pauvreté expliquée par des ressources insuffisantes, et 20,3 pour cent par la variabilité de ces dernières<sup>17</sup>. Or, en 1998, ces valeurs sont passées, respectivement, à 82,9 et 17,9 pour cent, comme cela a été indiqué auparavant. Enfin, on observe une augmentation de la part de certains ménages non pauvres fortement exposés au risque de pauvreté à court terme. A cet égard, le tableau A1 montre qu'en 1994-95, 15,6 pour cent de l'ensemble des ménages burkinabè, ayant un niveau de vie supérieur au seuil de pauvreté, avaient une consommation estimée inférieure ce dernier, et au moins 40 pour cent de chance de devenir pauvres rapidement – non pauvres vulnérables et précaires. Or, en 1998, ils représentent 20,6 pour cent.

Dans ces conditions, au cours des années 1990, les sources de la vulnérabilité des ménages en termes de pauvreté ont quelque peu changé. D'une part, entre 1994-95 et 1998, l'importance des ménages vulnérables en termes de pauvreté à cause d'une *faiblesse des dépenses par tête* a progressé de 4,5 points de pourcentage – 74,3 à 78,8<sup>18</sup>. Alors qu'ils représentaient, respectivement, 18,1 et 15,6 pour cent de l'ensemble des ménages lors de la première enquête prioritaire, leurs parts respectives sont de 19,9 et 20,6 pour cent en 1998. D'autre part, l'importance relative des familles dont la vulnérabilité est inhérente à une *variabilité des dépenses par tête*, a décliné au cours de la même période, par rapport à l'ensemble des ménages de 11,6 à 10,9 pour cent, et des groupes très vulnérables de 25,6 à 21,3 pour cent – pauvres transitoires-involutifs (10,2 à 8,0 pour cent) et non pauvres vulnérables (15,4 à 13,3 pour cent).

*Deuxièmement*, on observe des disparités géographiques et une recomposition de la pauvreté rurale. La pauvreté rurale, dans son ensemble, est demeurée remarquablement stable au cours de la période, qu'il s'agisse de l'incidence – 41,6 pour cent des ménages – ou de l'intensité – 12,3 pour cent – tableau 1. Au Burkina Faso, la pauvreté rurale prédomine, et explique toujours plus de 90 pour cent de la pauvreté nationale. Cette observation doit être reliée au recul de l'inégalité des dépenses par tête dans le secteur rural – tableau 2.

A cet égard, une étude récente a montré que cette stabilité quant à l'évolution d'ensemble des privations en milieu rural masquait des changements selon les régions (Lachaud 2001)<sup>19</sup>. Tout d'abord, la pauvreté est demeurée relativement stable dans trois régions ayant des ratios de pauvreté moyens, compris entre 33 et 42 pour cent deux, et des ressources moyennes comprises entre 66 et 72 pour cent de la ligne de pauvreté : Ouest, Sud-Ouest et Nord-Ouest. Pour ces dernières, la statistique  $\eta$  n'est pas significative. Ces régions se distinguent par la présence d'une agriculture de rente – notamment, l'Ouest<sup>20</sup> –, bien que la culture de céréales ait une certaine importance pour quelques-unes d'entre elles – niébé au Nord-Ouest. Elles contribuent à 22,8 pour cent de la pauvreté nationale. Un deuxième groupe englobe les régions où la pauvreté a significativement augmenté au cours de la période considérée : Centre-Nord, Centre et Centre-Est. On remarque que dans deux de ces régions, contribuant à 36,8 pour cent de la pauvreté nationale, c'est surtout l'inégalité de la pauvreté qui s'est élevée, et que leur ratio de pauvreté est le plus haut : entre 42 et 50 pour cent des ménages. On note aussi que l'inégalité des dépenses par tête a augmenté dans la région du Centre-Est – tableau 2. L'agriculture de subsistance et, dans

<sup>15</sup> Ainsi, la probabilité moyenne de pauvreté des non pauvres est passée de 0,314 à 0,346 entre 1994-95 et 1998.

<sup>16</sup>  $52,2 + 13,3 = 65,5$  pour cent.

<sup>17</sup>  $(52,2/65,5)*100 = 79,7$  pour cent.

<sup>18</sup> En 1994-95, la somme des pauvres durables – 39,8 pour cent –, et des non pauvres vulnérables et précaires – 34,5 pour cent – représentait 74,3 pour cent. En 1998, ces pourcentages sont, respectivement, de 38,7 et 40,1 pour cent, soit 78,8 pour cent.

<sup>19</sup> Les tableaux ne sont pas reproduits, et les commentaires prennent en considération la statistique  $\eta$ .

<sup>20</sup> On notera que l'inégalité des dépenses par tête a augmenté dans la région de l'Ouest. Voir le tableau 2.



une moindre mesure, l'élevage, y sont très développés. Le troisième groupe concerne quatre régions où la pauvreté a significativement diminué : Nord, Sahel, Est et Centre-Ouest. Dans ces régions, où l'agriculture vivrière et l'élevage prédominent, les taux de pauvreté demeurent relativement bas, comparativement aux autres régions : entre 33 et 38 pour cent, sauf pour le Nord où la privation monétaire concerne près de 55 pour cent des ménages. Leur contribution à la pauvreté nationale est de 34 pour cent.

En fait, la prise en compte du risque de pauvreté permet de mieux appréhender les changements structurels qui se sont opérés à la fin des années 1990 – tableau A3. Premièrement, entre 1994-95 et 1998, on observe un accroissement de l'incidence de la pauvreté durable, qui constitue l'essentiel des privations rurales. Ainsi, au cours de cette période, le taux de pauvreté durable est passé de 53,8 à 58,9 pour cent, la statistique  $\eta$  étant significative à 5 pour cent – 2,884<sup>21</sup>. En outre, la baisse de la pauvreté transitoire s'est surtout opérée au profit des pauvres transitoires évolutifs – familles faiblement vulnérables –, l'incidence de la pauvreté pour cette catégorie étant passée de 32,8 à 29,0 pour cent, et la statistique  $\eta$  est significative à 10 pour cent. En même temps, l'incidence de la pauvreté pour les ménages involutifs est passée de 13,4 à 12,1 pour cent, mais la statistique  $\eta$  n'est pas significative. En d'autres termes, l'élévation de la pauvreté durable dans les campagnes de 5,1 points de pourcentage a été presque compensée par un rehaussement de la pauvreté transitoire des ménages faiblement vulnérables. Deuxièmement, il apparaît que, parmi les non pauvres, la part des ménages très vulnérables et précaires a progressé de 31,1 à 37,1 pour cent, alors que la proportion des ménages non pauvres très vulnérables est demeurée assez stable – 12,4 à 13,0 pour cent. De ce fait, la proportion des groupes non pauvres a chuté de 56,5 à 49,9 pour cent. Dans ces conditions, entre 1994-95 et 1998, la part des ménages ruraux vulnérables à la pauvreté, à cause d'une faiblesse des dépenses par tête – pauvres durables et non pauvres vulnérables et précaires –, a légèrement augmenté, passant de 75,9 à 78,5 pour cent de l'ensemble des ménages ruraux très vulnérables – 40,4 à 46,2 pour cent de la totalité des ménages ruraux. Par conséquent, la baisse de la vulnérabilité élevée liée à la fluctuation des ressources est faible<sup>22</sup>. Troisièmement, l'analyse selon les régions en termes de vulnérabilité relativise quelque peu le classement des régions en termes de dynamique de la pauvreté entre 1994-95 et 1998, précédemment indiqué. Dans les trois quarts des régions où la pauvreté globale a diminué, on observe une hausse de la pauvreté durable de l'ordre de 10 points de pourcentage, statistiquement significative dans deux régions sur trois<sup>23</sup>. Inversement, dans deux des trois régions où la pauvreté globale a augmenté, on constate que la pauvreté durable a diminué, alors qu'elle s'est sensiblement élevée dans la troisième région<sup>24</sup>. En outre, il est à remarquer que dans les régions où la pauvreté globale a augmenté en même temps que la pauvreté durable a baissé, la compensation s'est opérée par un rehaussement du ratio de pauvreté transitoire évolutive, l'incidence de la pauvreté transitoire involutive demeurant quasiment inchangée. Naturellement, ces changements contrastés ont une incidence sur l'évolution de la vulnérabilité relative. En effet, dans les régions où coexistent une hausse de la pauvreté globale et une baisse de la pauvreté durable, le ratio vulnérabilité/pauvreté a décliné, et inversement. En ce qui concerne les régions où la pauvreté globale est demeurée relativement stable au cours des années 1990, les changements structurels ne sont pas réellement significatifs, et les évolutions sont plutôt contrastées.

En définitive, ces résultats pourraient questionner l'opportunité des politiques de lutte contre la pauvreté, fondées sur des indicateurs agrégés du bien-être des ménages ou des individus. Il en est ainsi parce que les variations de la pauvreté globale s'accompagnent d'une modification des formes de cette dernière, susceptibles d'altérer les priorités de politique, économique identifiées par rapport aux profils habituels de pauvreté en termes de bien-être ex post. Par exemple, dans les régions du Sahel, de Est et du Centre-Ouest, où les ratios de la pauvreté globale sont relativement bas, comparativement aux autres régions, et ont diminué au cours des années 1994-1998, une faible priorité des politiques économiques pourrait être attribuée à ces zones géographiques. Or, la présente étude a montré que, pour ces trois régions, les ratios de pauvreté durable ont augmenté significativement de l'ordre de 10 points de pourcentage, et constituent l'essentiel – environ 70 pour

<sup>21</sup> Néanmoins, contrairement au milieu urbain, la part relative des pauvres durables a faiblement augmenté. En 1994-95, la part des ménages pauvres durables représentait 22,1 pour cent de l'ensemble des ménages ruraux, et 41,6 pour cent des ménages ruraux très vulnérables. Or, en 1998, les pourcentages sont, respectivement, de 24,5 et 41,6 pour cent.

<sup>22</sup> Il est à remarquer que, si les tendances précédentes sont comparables à celles qui prévalent en milieu urbain, leur ampleur est beaucoup moins forte. D'ailleurs, le tableau A3 indique que le rapport entre le taux de vulnérabilité des ménages, pauvres et non pauvres, et le ratio de pauvreté a faiblement augmenté entre 1994-95 et 1998 – 1,29 à 1,41.

<sup>23</sup> La statistique  $\eta$  relative au ratio de pauvreté durable est de 2,080 et 1,827, respectivement, pour l'Est et le Centre-Ouest. Ainsi, au cours de la période, dans les régions du Sahel, de l'Est et du Centre-Ouest, le ratio de pauvreté durable est passé, respectivement, de 44,6 à 53,2 pour cent, de 62,4 à 72,4 pour cent, et de 59,3 à 68,7 pour cent.

<sup>24</sup> Ainsi, au Centre-Ouest et au Centre-Nord, la pauvreté durable a décliné, respectivement, de 72,8 à 54,5 pour cent –  $\eta = -3,549$ , significatif – et de 91,0 à 87,8 pour cent –  $\eta = -1,139$ , non significatif –, alors qu'elle a plus que doublé dans la région du Centre – 16,9 à 38,0 pour cent, et  $\eta = 3,672$ .

cent, notamment pour l'Est et le Centre-Ouest – des formes de privations. Dans la mesure où la vulnérabilité des pauvres durables est imputable à une faiblesse structurelle des ressources, des actions ciblées de lutte contre la pauvreté semblent aussi indispensables dans ces régions.

*Troisièmement*, on observe une urbanisation de la pauvreté et une montée des inégalités. Les interactions entre la pauvreté et l'urbanisation appellent une attention particulière. Certes, dans ce pays sahélien, la proportion de la population vivant dans les villes est encore réduite – 16,5 pour cent en 2000 (United Nations Population Division 2002)<sup>25</sup> –, et demeure en dessous de la moyenne de celle de l'Afrique de l'Ouest – 39,3 pour cent en 2000. Néanmoins, selon les estimations des Nations unies, le taux d'urbanisation devrait quasiment doubler en 2030, et s'élever à 32,3 pour cent. Dans ce contexte, plusieurs éléments d'analyse doivent être mis en évidence.

Le tableau 1 montre que toutes les mesures de la pauvreté ont augmenté en milieu urbain. Par exemple, entre 1994-95 et 1998, le ratio de pauvreté urbaine parmi les ménages est passé de 7,4 à 10,3 pour cent, ce qui correspond à une augmentation de 39,2 pour cent de cet indicateur. En même temps, l'intensité de la pauvreté a crû de 1,7 à 2,4 pour cent. Dans ces conditions, la contribution de l'incidence de la pauvreté urbaine à la pauvreté nationale a été rehaussée de 4,2 pour cent en 1994-95 à 6,7 pour cent en 1998<sup>26</sup>. D'ailleurs, cette appréciation quant à l'urbanisation de la pauvreté semble assez robuste, puisqu'il a été montré que, quelle que soit la ligne de pauvreté inférieure à 72 690 F.Cfa, on peut assurer que la pauvreté urbaine de 1998 est plus élevée que celle de 1994-95 pour une large classe d'indices de pauvreté (Lachaud 2001). Mais, la croissance de la pauvreté urbaine ne prévaut que pour les deux grandes villes : Ouagadougou et Bobo-Dioulasso, l'incidence et l'intensité de la pauvreté des *ménages* étant passées, respectivement, de 4,9 à 8,6 pour cent et de 1,1 à 2,0 pour cent entre 1994-95 et 1998. Cette observation est à relier à la baisse des dépenses réelles des ménages urbains, en particulier ceux des deux grandes villes – -6,6 pour cent.

En réalité, la prise en considération du risque de pauvreté spécifie davantage les changements structurels des privations urbaines. Tout d'abord, l'accroissement statistiquement significatif de la pauvreté urbaine est associé à une nouvelle configuration de cette dernière – tableau A2. En effet, entre 1994-95 et 1998, le taux de pauvreté durable a fortement augmenté, puisqu'il est passé de 14,6 à 40,1 pour cent, la statistique  $\eta$  étant significative à 5 pour cent – 2,554. En même temps, le déclin de la pauvreté transitoire s'est effectué quasi-exclusivement au profit des pauvres transitoires et évolutifs, c'est-à-dire des ménages situés en dessous de la ligne de pauvreté, mais qui ont moins de 40 pour cent de chance de demeurer dans cette situation – familles faiblement vulnérables. Au cours de la période, l'incidence de la pauvreté pour cette catégorie de ménages a chuté de près de 25 points de pourcentage – 74,0 à 50,8 pour cent –, alors que le ratio de la pauvreté transitoire et involutive n'a baissé que de 2,3 points de pourcentage – 11,4 à 9,1 pour cent. Ensuite, le tableau A3 montre que, parmi les non pauvres, la part des ménages très vulnérables – probabilité de pauvreté supérieure ou égale à 0,4 – et précaires – dépenses par tête estimées inférieures au seuil de pauvreté – a été multipliée par quatre environ, passant de 5,0 pour cent en 1994-95 à 18,9 pour cent en 1998. Parallèlement, la proportion des ménages non pauvres très vulnérables – dépenses par tête estimées supérieures au seuil de pauvreté – est demeurée quasiment stable – 6,1 à 4,7 pour cent –, tandis que celle des groupes non pauvres a baissé de 88,9 à 76,5 pour cent. Ces deux observations signifient que, dans les zones urbaines au cours de la période 1994-98, la part des ménages vulnérables à la pauvreté, consécutivement à une faiblesse des dépenses par tête – pauvres durables et non pauvres vulnérables et précaires –, a fortement augmenté, passant de 47,1 à 80,3 pour cent de l'ensemble des ménages urbains très vulnérables – 5,7 à 22,0 pour cent de la totalité des ménages urbains. De ce fait, il en résulte une baisse sensible des déterminants de la vulnérabilité élevée liée à la fluctuation des ressources<sup>27</sup>. Enfin, la configuration du milieu urbain complexifie l'analyse de la dynamique de pauvreté. Alors que la pauvreté a significativement augmenté seulement dans les deux grandes agglomérations burkinabè, la structure de cette dernière met en évidence des changements disparates. En effet, à Ouagadougou et Bobo-Dioulasso, la structure de la pauvreté a assez peu varié. Les pauvretés durable et transitoire évolutive ont augmenté, respectivement, de 4,5 et de 2,5 points de pourcentage, mais ce changement n'est pas statistiquement significatif. Par ailleurs, la pauvreté transitoire involutive est restée quasiment identique. Par contre, dans les villes secondaires, on observe : (i) une forte croissance de la pauvreté durable – 14,5 à 65,9 pour cent – statistiquement significative ; (ii) une faible diminution de la pauvreté transitoire involutive – 14,5 à 10,2 pour cent – non

<sup>25</sup> Entre 1950 et 2000, le taux d'urbanisation au Burkina Faso est passé de 3,8 à 16,5 pour cent.

<sup>26</sup> Ajoutons que toutes les statistiques  $t$  donnent des intervalles de confiance assez larges pour le milieu urbain – de 8,6 à 14,7 –, bien qu'ils décroissent avec l'augmentation du coefficient d'aversion pour la pauvreté  $\alpha$  (Lachaud 2001).

<sup>27</sup> Dans ce contexte, on note que le rapport du taux de vulnérabilité des ménages, pauvres et non pauvres – très vulnérables, c'est-à-dire ceux dont la probabilité de pauvreté est  $\geq 0,4$  – et de l'incidence de la pauvreté est passé de 1,69 à 2,55 entre 1994-95 et 1998 – tableau A3.

**Tableau 2 : Décomposition de l'indice de Gini du niveau de vie selon les milieux rural et urbain, et inégalité selon les régions - Burkina Faso 1994-95/1998<sup>1</sup>**

Paramètre	Gini			Décomposition - valeur				Décomposition - proportion				
	Total	Rural	Urbain	Inégalité intra-groupes	Stratification	Inégalité inter-groupes	Inégalité intra-groupes	Stratification	Inégalité inter-groupes			
<b>1994-95 - e =1<sup>2</sup></b>												
Milieu/région	0,537	0,445	0,499	0,468	-0,071	0,141	0,872	-0,132	0,263			
<b>1998 - e =1<sup>2</sup></b>												
Milieu/région	0,538	0,426	0,543	0,481	-0,082	0,14	0,894	-0,152	0,26			
<b>Régions - e =1<sup>2</sup></b>												
	Ouest	Nord-Ouest	Sahel	Est	Sud-Ouest	Centre-Nord	Centre-Ouest	Centre	Nord	Centre-Est	Autres villes	Ouaga-Bobo
<b>1994-95</b>												
Gini	0,386	0,515	0,444	0,443	0,449	0,334	0,533	0,451	0,352	0,351	0,530	0,487
Inég. intra-gr. <sup>1</sup>	0,015	0,031	0,040	0,013	0,009	0,013	0,016	0,018	0,011	0,007	0,074	0,214
<b>1998</b>												
Gini	0,477	0,428	0,430	0,412	0,378	0,326	0,475	0,437	0,332	0,417	0,510	0,554
Inég. intra-gr. <sup>1</sup>	0,027	0,021	0,022	0,016	0,011	0,010	0,019	0,026	0,020	0,013	0,082	0,227
Δ1998/95 - % -	23,6	-16,9	-3,2	-7,0	-15,8	-2,4	-10,9	-3,8	-5,7	18,8	-3,8	13,8

(1) Gini de la région multiplié par la part des dépenses par tête de la région. La sommes des effets intra-groupes équivalent à l'effet total intra-groupes – aux arrondis près ; (2) Absence d'échelle d'équivalence.

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

significative ; (iii) une forte diminution de la pauvreté transitoire évolutive – 71,0 à 23,9 pour cent – significative. En définitive, dans les deux grandes agglomérations, la pauvreté a sensiblement augmenté avec de faibles mutations structurelles, tandis que dans les petites villes, la quasi-stabilité de la pauvreté a été associée à de profonds changements structurels.

Par ailleurs, la croissance de la pauvreté urbaine doit être reliée à la montée des inégalités monétaires dans les villes – tableau 2. En effet, entre 1994-95 et 1998, l'inégalité des dépenses par tête n'a pas changé au niveau national, et a reculé dans le secteur rural, précisément là où la pauvreté a globalement stagné. Or, elle s'est élevée dans les villes où la privation monétaire – et non monétaire selon certaines approches – s'est développée. Ainsi, au cours de la période, en milieu rural, l'indice de Gini est passé de 0,445 à 0,426, alors que dans les agglomérations il a été rehaussé de 0,499 à 0,543. Il faut ajouter que ce différentiel d'évolution d'inégalité des dépenses par tête a été associé à une stabilité de l'inégalité inter-sectorielle, et que la transition économique tend à renforcer les inégalités intra-groupes, en particulier dans le secteur urbain. Enfin, l'évolution de l'inégalité des dépenses per capita au sein du milieu urbain a été hétérogène. C'est seulement dans les deux grandes agglomérations que l'inégalité a augmenté – +13,8 pour cent –, un résultat qui explique probablement la montée de la pauvreté urbaine, en partie liée à la précarité croissante des statuts du travail – salariés non protégés – et du nonaccès au marché du travail. En définitive, la connexion entre le renforcement des inégalités et la montée de la pauvreté est une hypothèse à considérer. La décomposition de la variation de la pauvreté entre 1994-95 et 1998 en termes d'effets de croissance et de distribution confirme ce point de vue (Lachaud 2001).

Dans ce contexte, une étude récente, fondée sur une approche économétrique spatiale à l'aide des données des deux enquêtes prioritaires, tend à montrer que la pauvreté urbaine croît plus rapidement que la population urbaine (Lachaud 2003). En effet, une variation de un pour cent du taux d'urbanisation régionale induit une variation de l'incidence, de l'intensité et de l'inégalité de la pauvreté urbaine régionale relative, respectivement, de 1,14, 1,08 et 1,03 pour cent, toutes choses égales par ailleurs. En d'autres termes, selon cette approche, le taux de croissance de l'incidence de la pauvreté urbaine régionale relative excède de 14 pour cent celui du taux d'urbanisation. Bien que les valeurs des élasticités diminuent avec l'élévation du coefficient d'aversion pour la pauvreté  $j=0,1,2$ , elles demeurent supérieures à l'unité. Ce résultat, comparable à celui obtenu à l'aide d'une analyse transversale récente sur 39 pays en développement (Ravallion 2002), pourrait s'expliquer par une précarité croissante des statuts d'emploi urbain, ainsi que par la réduction des transferts externes, notamment en provenance de Côte d'Ivoire.

### 3. Le concepts, méthode et sources statistiques

#### 1. Les options analytiques

Il a été précédemment indiqué qu'une « croissance pro-pauvres » requiert une stratégie délibérément biaisée en faveur des pauvres, de façon à ce que les bénéfices obtenus par ces derniers soient plus que proportionnels à ceux des riches. L'« effet de diffusion » de la croissance, inhérent aux stratégies des années 1950-60, réduit la pauvreté, mais à un rythme qui peut être beaucoup trop lent. C'est la lenteur de la réduction de la pauvreté qui à l'origine d'un intérêt pour une « croissance pro-pauvres ». Dans ce contexte, au cours des années récentes, plusieurs approches ont été proposées pour appréhender un processus de croissance pro-pauvres.

En premier lieu, une approche fondée sur les élasticités de pauvreté conduit à l'élaboration de trois indicateurs : (i) l'élasticité totale de pauvreté ; (ii) l'indice de croissance pro-pauvres ; (iii) le taux de croissance d'équivalent-pauvreté. Formellement, ils peuvent être dérivés comme suit (Kakawani et Pernia 2000 ; Kakawani, Khandker et Son 2002).

La disponibilité des deux enquêtes prioritaires auprès des ménages permet de réaliser une évaluation *ex-post* de l'évolution de la pauvreté, ce qui évite de faire des hypothèses restrictives quant à la variation de l'inégalité<sup>28</sup>. Par ailleurs, on peut caractériser une classe générale de mesure de la pauvreté  $\theta$  par trois paramètres : (i) la ligne de pauvreté  $z$  ; (ii) le revenu moyen  $\mu$  ; (iii) la courbe de Lorenz  $L(p)$ . Soit :

$$\theta = \theta (z, \mu, L(p)) \quad [1]$$

Supposons que les distributions des dépenses par tête – ou des revenus – des années initiale et terminale aient, respectivement, des dépenses moyennes  $\mu_1$  et  $\mu_2$ , avec des courbes de Lorenz  $L_1(p)$  et  $L_2(p)$ . Une estimation de l'élasticité totale de pauvreté, c'est-à-dire la variation de la pauvreté liée à la variation des dépenses moyennes, peut être réalisée par [2].

$$\hat{\omega} = \{[\text{Ln}[\theta(z, \mu_2, L_2(p))] - \text{Ln}[\theta(z, \mu_1, L_1(p))]]\} / \hat{\alpha} \quad [2]$$

où  $\hat{\alpha}$  est donné par  $\hat{\alpha} = [\text{Ln}(\mu_2) - \text{Ln}(\mu_1)]$ , une estimation du taux de croissance des dépenses moyennes, supposé positif dans le cas général<sup>29</sup>. Par ailleurs,  $\hat{\omega} = \hat{\eta} + \hat{i}$ , où  $\hat{\eta}$  est une estimation de l'élasticité-croissance de la pauvreté – pourcentage de variation de la pauvreté liée à une variation de 1 pour cent des dépenses moyennes, à inégalité constante –, et  $\hat{i}$  est l'effet inégalité de la réduction de la pauvreté – variation de la pauvreté due à la variation de l'inégalité qui accompagne le processus de croissance. *La croissance est pro-pauvres (pro-riches) si la variation de l'inégalité associée à la croissance réduit (accroît) la pauvreté totale.* De ce fait, la croissance est pro-pauvres (pro-riches) si l'élasticité totale de pauvreté est supérieure (inférieure) à l'élasticité-croissance de la pauvreté.

Dans ce contexte, la décomposition de la pauvreté entre les deux dates permet d'estimer  $\hat{\eta}$  et  $\hat{i}$  comme suit :

$$\hat{\eta} = 0,5 * [\text{Ln}(\theta(z, \mu_2, L_1(p))) - \text{Ln}(\theta(z, \mu_1, L_1(p))) + \text{Ln}(\theta(z, \mu_2, L_2(p))) - \text{Ln}(\theta(z, \mu_1, L_2(p)))] \quad [3]$$

$$\hat{i} = 0,5 * [\text{Ln}(\theta(z, \mu_1, L_2(p))) - \text{Ln}(\theta(z, \mu_1, L_1(p))) + \text{Ln}(\theta(z, \mu_2, L_2(p))) - \text{Ln}(\theta(z, \mu_2, L_1(p)))] \quad [4]$$

Ainsi, l'indice de croissance pro-pauvres est :

$$\phi = \hat{\omega} / \hat{\eta} \quad [5]$$

<sup>28</sup> En effet, l'inégalité peut varier de différentes manières. De ce fait, dans le cas où les élasticités par rapport à l'inégalité sont calculées à partir de données issues d'une seule enquête, Kakawani admet que la courbe de Lorenz se déplace en fonction d'un paramètre  $\lambda$  selon l'équation :  $L^*(p) = L(p) - \lambda[p - L(p)]$ , où  $L^*(p)$  = le pourcentage cumulé des dépenses par tête – ou des revenus –, et  $p$  = le pourcentage cumulé d'individus ou de ménages. A cet égard,  $\lambda$  correspond à la variation proportionnelle de l'indice de Gini. Si  $\lambda > 0$ , la courbe de Lorenz se déplace vers le bas à la suite d'un accroissement de l'inégalité, et inversement.

<sup>29</sup>  $\hat{\omega} = d\text{Ln}(\theta) / \hat{\alpha}$ .

En présence d'une croissance *positive*, lorsque  $\phi > 1$ , cela signifie que les pauvres bénéficient plus que proportionnellement de la croissance que les riches. De même, si  $\phi < 0$ , la croissance génère une augmentation de la pauvreté. En présence de croissance *negative*, la récession sera pro-pauvres si  $\hat{\omega} < \hat{\eta}$ . Dans cette situation, on pourrait définir  $\phi = \hat{\eta}/\hat{\omega}$ .

Enfin, le *taux de croissance d'équivalent pauvreté* est le taux de croissance  $\hat{\alpha}^*$  qui générerait le même niveau de réduction de la pauvreté que le taux actuel  $\hat{\alpha}$ , en présence d'un processus de croissance non accompagné d'un quelconque changement d'inégalité – tous les individus obtiennent le même bénéfice proportionnel de la croissance. La réduction proportionnelle de la pauvreté est  $(\hat{\omega}\hat{\alpha})$ . Si la croissance était neutre du point de vue de la distribution des dépenses ou des revenus, le taux de croissance  $\hat{\alpha}^*$  induirait une réduction de la pauvreté égale à  $(\hat{\eta}\hat{\alpha}^*)$ , qui devrait être identique à  $(\hat{\omega}\hat{\alpha})$ . De ce fait, le taux de croissance d'équivalent pauvreté est donné par [6].

$$\hat{\alpha}^* = (\hat{\omega}/\hat{\eta})\hat{\alpha} = \phi\hat{\alpha} \quad [6]$$

L'équation [6] implique que la croissance est pro-pauvres (pro-riches) si  $\hat{\alpha}^*$  est supérieur (inférieur) à  $\hat{\alpha}$ . Si  $\hat{\alpha}^*$  est compris entre 0 et  $\hat{\alpha}$ , la croissance est associée à une élévation de l'inégalité, mais la pauvreté diminue. En fait, l'ampleur de la réduction de la pauvreté est une fonction monotone croissante de  $\hat{\alpha}^*$  – plus grand est  $\hat{\alpha}^*$ , plus la pauvreté diminue entre les deux périodes. Par conséquent, maximiser  $\hat{\alpha}^*$  est équivalent à maximiser le pourcentage de réduction de la pauvreté.

En deuxième lieu, ces indices peuvent être complétés par le tracé d'une « courbe d'incidence de croissance » (Ravallion et Chen 2002), élaborée comme suit. Soit  $F_t(y)$  la fonction de distribution cumulée (CDF) des dépenses par tête ou des revenus, donnant la proportion des individus ou des ménages ayant des ressources inférieures à  $y$  au temps  $t$ . L'inverse de  $F_t(y)$  au  $p^{eme}$  quantile – et non jusqu'au  $p^{eme}$  quantile – donne les dépenses ou les revenus de ce quantile<sup>30</sup>:

$$y_t(p) = F_t^{-1}(p) = L'_t(p)\mu_t \quad (y_t(p) > 0) \quad [7]$$

avec les notations habituelles,  $L'_t(p)$  étant la dérivée de la courbe de Lorenz.

Si l'on prend en compte les deux dates des enquêtes prioritaires – 1994-95 et 1998 –, le taux de croissance des dépenses au  $p^{eme}$  quantile est :  $g(p) = \{[y_t(p)/y_{t-1}(p)] - 1\} = g_{98}(p) = \{[y_{98}(p)/y_{94}(p)] - 1\}$ . En stipulant que  $p$  varie de 0 à 1,  $g_{98}(p)$  affiche un tracé nommé la « courbe d'incidence de croissance », soit<sup>31</sup> :

$$g_{98}(p) = \{[L'_{98}(p)/L'_{94}(p)](\gamma_{98} + 1)\} - 1 \quad [8]$$

où  $\gamma_{98} = [\mu_{98}/\mu_{94}] - 1$  exprime le taux de croissance de  $\mu$  entre les deux périodes. Il est à remarquer que, d'après l'équation [8], si la courbe de Lorenz ne varie pas,  $g_{98}(p) = \gamma_{98}$  pour tout  $p$ <sup>32</sup>. En outre, si  $g_{98}(p)$  est une fonction croissante (décroissante) pour tout  $p$ , l'inégalité augmente (diminue) dans le temps pour toutes les mesures d'inégalité satisfaisant le principe de transfert de Pigou-Dalton<sup>33</sup>. De plus, si la courbe d'incidence est située constamment au-dessus de zéro –  $g_{98}(p) > 0$  –, il y a dominance de premier ordre de la distribution en 1998 par rapport à 1994-95<sup>34</sup>. Cette approche permet également de mesurer la « croissance pro-pauvres » par le taux de croissance moyen des dépenses des pauvres – différent du taux de croissance de la moyenne des dépenses. A cet égard, la prise en compte de la mesure de pauvreté de Watts, satisfaisant les principaux axiomes de pauvreté, permet d'estimer le taux de croissance pro-pauvres. Il est égal à l'aire sous la courbe d'incidence de croissance délimitée par le taux d'incidence de la pauvreté, c'est-à-dire le taux de variation de la mesure de pauvreté de Watts – multipliée par -1 – au cours de la période. En divisant ce dernier par la proportion de pauvres  $H_t$ , on

<sup>30</sup> Par exemple,  $y(0,5)$  est la médiane.

<sup>31</sup> La « courbe d'incidence de croissance » de Ravallion et Chen ne doit pas être confondue avec la « courbe de pauvreté croissance » proposée par Son (2003). La première est fondée sur le taux de croissance des dépenses ou des revenus au  $p^{eme}$  quantile (percentile), tandis que la seconde fait référence au taux de croissance des dépenses ou des revenus moyens jusqu'au  $p^{eme}$  quantile (percentile). En outre, la « courbe de pauvreté croissance » est basée sur la dominance stochastique de second ordre, alors que la « courbe d'incidence de croissance » est fondée sur la dominance de premier ordre.

<sup>32</sup> De même,  $g_{98}(p) > \gamma_{98}$  si  $\gamma_{98}(p)/\mu_{98}$  est une fonction croissante dans le temps.

<sup>33</sup> Un transfert marginal d'un riche vers un plus pauvre ne change pas le revenu moyen.

<sup>34</sup> Lorsque la courbe d'incidence change de signe, cette dernière ne permet pas de se prononcer sur la dominance stochastique d'ordre supérieur.

obtient le taux de croissance pro-pauvres – le taux de croissance moyen des dépenses des pauvres<sup>35</sup>. Kakawani, Khandker et Son (2002) font remarquer que ce dernier est équivalent au taux de croissance d'équivalent pauvreté, lorsqu'il est calculé pour la mesure de la pauvreté de Watts.

En troisième lieu, des mesures de croissance pro-pauvres, fondées sur l'appréhension de la variation des parts des revenus ou des dépenses des pauvres, par rapport aux parts de l'année de référence, à la proportion de la population pauvre ou à des normes internationales, ont été suggérées par White et Anderson (2000). Tout d'abord, la part des pauvres dans la variation du revenu doit excéder celle de l'année de référence. En d'autres termes, le taux de croissance du revenu moyen des pauvres doit être supérieur au taux de croissance du revenu moyen de l'ensemble de la population. Ainsi, si  $\Omega_t$  et  $\Omega_{t-1}$  représentent la part des dépenses par tête des ménages pauvres dans l'ensemble de la population, respectivement, au temps  $t$  et  $t-1$ <sup>36</sup>, la croissance est pro-pauvres si  $\Omega_t/\Omega_{t-1} > 1$ . Un deuxième indicateur suggère que la croissance pro-pauvres implique que la part des pauvres dans la variation des dépenses ou du revenu excède le ratio de pauvreté. Soient : (i)  $\Delta y_p = y_{pt} - y_{pt-1}$ , où  $y_{pt}$  et  $y_{pt-1}$  représentent la somme des dépenses par tête des ménages pauvres, respectivement, au temps  $t$  et  $t-1$  ; (ii)  $\Delta y = y_t - y_{t-1}$ , où  $y_t$  et  $y_{t-1}$  représentent la somme des dépenses par tête de l'ensemble des ménages, respectivement, au temps  $t$  et  $t-1$ . La croissance est pro-pauvres si  $[(\Delta y_p/\Delta y)/P0] > 1$ ,  $P0$  étant le ratio de pauvreté. Enfin, une autre mesure indique que la part des pauvres dans la variation des dépenses ou du revenu devrait être comparée à certaines normes internationales, notamment les parts des dépenses par tête – ou du revenu – médianes des ménages les 20 ou 40 pour cent du bas de la distribution<sup>37</sup>. Cela signifie, par exemple, que dans une phase d'expansion, une croissance pro-pauvres est telle que la part du quantile le plus pauvre dans la variation du revenu soit au moins égale à celle de la part de la médiane du quantile le plus pauvre dans le monde. Il est à remarquer que ces indices mettent l'accent sur la variation relative des revenus ou des dépenses des pauvres, sans que la variation des privations soit prise en compte<sup>38</sup>.

La présente étude est fondée sur ces différents indices, ces derniers étant calculés à partir des enquêtes prioritaires, selon le milieu, les régions, le type d'agglomération, et les formes de pauvreté – durable et transitoire<sup>39</sup>. En effet, la plupart des études relatives à l'appréhension du processus de croissance pro-pauvres adoptent une approche chronologique pour un ou plusieurs pays (Kakwani, Khandker et Son 2000 ; Kakwani et Pernia 2000) ou procèdent à une analyse transversale (Bigsten et Shimeles 2003 ; White et Anderson 2000 ; Son 2003).

## 2. Les sources statistiques

L'étude est fondée sur une exploitation des bases de données des deux enquêtes prioritaires, exécutées par l'Institut national de la statistique et de la démographie (Institut national de la statistique et de la démographie 1996a, 1996b).

La première enquête prioritaire du Burkina Faso a été effectuée entre octobre 1994 et janvier 1995. Il s'agit d'une enquête nationale réalisée auprès de 8 700 ménages, ayant pour base de sondage – stratifié à deux degrés – l'enquête démographique de 1991. Les informations utilisées proviennent uniquement du questionnaire relatif aux ménages, ce dernier comprenant les informations suivantes : renseignements sur le chef de ménage, composition démographique du ménage, santé, éducation – 6 ans et plus –, emploi – principal, secondaire et précédent pour les personnes âgées de 10 ans et plus –, logement et confort, bétail et exploitation agricole, entreprises et activités non agricoles, accès aux services de base – école primaire et secondaire, centre de santé et marché –, dépenses, revenus et avoirs du ménage. Il est à remarquer que cette investigation statistique

<sup>35</sup> Voir la note (2) du tableau 4.

<sup>36</sup> Soit pour  $t$ , par exemple:  $\Omega_t = \frac{\sum_{i=1}^n y_{it}}{\sum_{i=1}^n y_{it}}$ .

<sup>37</sup> Elles ont été estimées à 5,6 et 16,7 pour cent par White et Anderson (2000).

<sup>38</sup> A cet égard, on montre que la croissance peut être pro-pauvres, alors que la proportion de ces derniers augmente (Bigsten et Shimeles 2003). Ainsi,  $\Omega_t = q\mu_{pt}/\eta\mu_t = H\mu_{pt}/\mu_t$ . De ce fait,  $\Delta\Omega_t/\Omega_t = \Delta H/H + \Delta\mu_{pt}/\mu_{pt} - \Delta\mu_t/\mu_t$ . Donc,  $\Omega_t$  est positivement lié à  $H$ .

<sup>39</sup> Il est aussi possible de dériver un *taux de substitution inégalité-croissance* lorsque les informations sont seulement inhérentes à un moment donné. Dans ce cas, on peut définir une élasticité de la pauvreté par rapport à l'inégalité  $\epsilon$ , en supposant un déplacement proportionnel de l'ensemble de la courbe de Lorenz. Le taux de substitution inégalité-croissance  $\pi$  est donné par  $\pi = [-\epsilon/\eta]$ ,  $\eta$  étant, comme précédemment, l'élasticité-croissance de la pauvreté – pourcentage de variation de la pauvreté liée à une variation de 1 pour cent du revenu moyen, à inégalité constante. Le taux  $\pi$  indique la croissance requise pour que la pauvreté ne varie pas lorsque l'indice de Gini croît de un pour cent. Par exemple, si  $\pi = 3,0$ , cela implique qu'un accroissement de un pour cent de l'indice de Gini nécessite une augmentation de 3,0 pour cent de la croissance pour contrebalancer l'impact négatif de l'inégalité. Cet indice peut également être évalué à partir des enquêtes prioritaires, selon le milieu, les régions et le type d'agglomération (Kakwani 1993b).

comporte quelques incertitudes statistiques et méthodologiques, mises en évidence lors des premières analyses de ces informations (Lachaud 1997). Quelques exemples permettent de fixer les idées. Premièrement, des imprécisions conceptuelles accroissent l'incertitude quant à la solidité des résultats obtenus. Par exemple, le statut des individus sur le marché du travail a été principalement déterminé par les enquêtés, ce qui peut engendrer quelques confusions. Deuxièmement, l'évaluation des revenus, notamment pour les travailleurs indépendants, est incertaine. Troisièmement, malgré la richesse des informations collectées, certaines dimensions des marchés du travail peuvent difficilement être appréhendées. C'est le cas de la mobilité professionnelle des individus – absence d'identification du premier emploi –, de la stratification et du profil de l'emploi indépendant – absence du niveau de capitalisation –, du chômage de longue durée, du chômage marginal, etc.

Par ailleurs, la présente recherche mobilise les bases de données de la seconde enquête prioritaire, réalisée entre mai et août 1998 auprès de 8 478 ménages, et présentant les mêmes caractéristiques que la précédente.

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

## 4. Effets de croissance et d'inégalité, et bien-être ex post

### 1. Approche globale

Les tableaux 3 et 4 affichent les effets de croissance et d'inégalité en termes de réduction de la pauvreté. S'agissant de l'ensemble de l'économie, plusieurs commentaires peuvent être présentés.

Premièrement, l'examen des effets de croissance et d'inégalité sur la pauvreté, fondés sur les élasticités, semble mettre en évidence un processus de croissance pro-pauvres au cours de la période 1994-1998 – tableau 3. En d'autres termes, les changements inhérents à l'inégalité, associés au processus de croissance, ont contribué à réduire la pauvreté. En effet, bien que les dépenses par tête aient décliné à un rythme annuel de 1,3 pour cent au cours de la période<sup>40</sup> – tableau 4 –, la comparaison des deux enquêtes prioritaires montre que, simultanément, la pauvreté en termes d'incidence, de profondeur ou d'inégalité s'est stabilisée ou a légèrement décliné. A cet égard, l'effet dû à la croissance – élasticité-croissance  $\hat{\eta}$ , à inégalité constante – suggère qu'une baisse de un pour cent des dépenses par tête aurait induit une élévation du ratio de pauvreté de 0,551 pour cent. Or, l'élasticité totale de pauvreté  $\hat{\omega}$  est de 0,028, ce qui signifie qu'à une diminution de un pour cent des dépenses réelles par tête est associée une baisse de 0,028 pour cent du taux de pauvreté. Dans ces conditions, l'indice de croissance pro-pauvres est négatif –  $\phi = \hat{\omega} / \hat{\eta} = -0,051$  – parce que la baisse des dépenses est accompagnée d'une baisse de la pauvreté. En fait, le caractère pro-pauvres de la croissance négative des dépenses est imputable à l'interférence positive de l'inégalité qui a contribué à réduire la pauvreté. Le tableau 3 montre que l'effet inégalité, à croissance constante –  $\hat{\imath}$  – a plus que contrebalancé l'effet de croissance, puisqu'une baisse de un pour cent des dépenses par tête est associée à une réduction de 0,579 pour cent du ratio de pauvreté, via l'effet inégalité<sup>41</sup>. Il en résulte un taux de croissance d'équivalent pauvreté de 0,201 –  $\hat{\alpha}^* = \phi \hat{\alpha}$ . On rappelle qu'il représente le taux de croissance qui générerait le même niveau de réduction de la pauvreté que le taux actuel

<sup>40</sup> On rappelle que le PIB a augmenté à un rythme annuel de 5 pour cent entre 1994 et 1999.

<sup>41</sup> Il est à rappeler que la variation du ratio de pauvreté de -0,1 pour cent au cours de la période – (34,5 - 34,6) – est décomposée en un effet de croissance positif, c'est-à-dire, accentuant la pauvreté – 2,149 – et un effet d'inégalité négatif – -2,258. Puisque la variation des dépenses a été de -3,9 pour cent au cours de la période,  $\hat{\omega} = \hat{\eta} + \hat{\imath} = (2,149/-3,9) + (-2,258/3,9) = -0,551 + 0,579 = 0,028$ .

**Tableau 3 : Bien-être ex post : effets de croissance et d'inégalité sur la réduction de la pauvreté selon le milieu – Burkina Faso 1994-98**

Paramètre	Pauvreté		Variation annuelle de la pauvreté 1998/1994-95 en % – ménages <sup>7</sup>	Elasticité de pauvreté <sup>4</sup>	Expliquée par <sup>1</sup>		Indice de croissance pro-pauvres <sup>5</sup>	Taux de croissance d'équivalent pauvreté <sup>6</sup>
	1994-95	1998			Effet dû à la croissance <sup>2</sup>	Effet dû à l'inégalité <sup>3</sup>		
<b>Ensemble</b>								
Ratio de pauvreté	34,6	34,5	-0,001	0,028	-0,551	0,579	-0,051	0,201
Profondeur de la pauvreté	10,3	10,1	-0,007	0,049	-0,243	0,292	-0,202	0,796
Inégalité de la pauvreté	4,3	4,2	-0,008	0,013	-0,118	0,131	-0,110	0,433
<b>Urbain</b>								
Ratio de pauvreté	7,4	10,3	11,6	-0,346	-0,237	-0,109	1,460	-12,140
Profondeur de la pauvreté	1,7	2,4	12,4	-0,085	-0,065	-0,020	1,308	-10,876
Inégalité de la pauvreté	0,6	0,9	11,8	-0,031	-0,026	-0,005	1,192	-9,911
<b>Rural</b>								
Ratio de pauvreté	41,1	41,6	0,4	-0,048	-0,704	0,656	0,068	-0,574
Profondeur de la pauvreté	12,3	12,3	0,0	0,003	-0,289	0,292	-0,010	0,084
Inégalité de la pauvreté	5,1	5,2	0,3	-0,005	-0,143	0,138	0,035	-0,295

(1) La décomposition fait référence à celles de Kakwani et Subbarao (1992), et Kakwani (2000) ; (2) Variation de la pauvreté consécutive à une variation de un pour cent des dépenses des ménages par tête, à inégalité constante. Il s'agit du rapport entre l'effet pur de croissance – variation du niveau de la pauvreté consécutive à la variation des dépenses moyennes, à distribution constante des dépenses – et le taux de croissance des dépenses des ménages entre 1994-95 et 1998 – estimé à -3,9, -8,3 et -8,4 pour cent, aux prix de 1998, respectivement, pour le pays, les villes et les campagnes ; (3) Variation de la pauvreté consécutive à une variation de l'inégalité, à dépenses constantes. Il s'agit du rapport entre l'effet pur de la distribution – variation du niveau de la pauvreté consécutive à la variation de la distribution des dépenses, à niveau constant des dépenses moyennes – et le taux de croissance des dépenses des ménages entre 1994-95 et 1998 – -3,9, -8,3 et -8,4 pour cent, aux prix de 1998, respectivement, pour le pays, les villes et les campagnes ; (4) Somme des effets de croissance et de distribution ; la ligne de pauvreté est de 72 690 F.Cfa par tête et par an ; (5) L'indice de croissance pro-pauvres est le ratio entre l'élasticité totale de la pauvreté et l'élasticité-croissance (Kakwani et Pernia 2000) ; (6) Le taux de croissance d'équivalent pauvreté est égal au produit de l'indice de croissance pro-pauvres par le taux de croissance des dépenses par tête des ménages (Kakwani, Khandker et Son 2002) ; (7) Les taux de croissance annuels sont calculés par rapport à 3 années, l'enquête prioritaire I s'étant achevée en février 1995. Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 1998.

$\hat{\alpha}$ , en présence d'un processus de croissance non accompagné d'un quelconque changement d'inégalité. Puisque les dépenses par tête ont diminué de -3,9 pour cent au cours de la période, un taux de croissance d'équivalent pauvreté de 0,201 pour cent signifie que 4,1 pour cent de croissance ont été gagnés – (-3,9 - (0,2)) – à cause d'une évolution de la distribution des dépenses plus favorable aux pauvres.

Deuxièmement, la prise en considération de la profondeur et de l'inégalité de la pauvreté valide également le processus de croissance pro-pauvres. Cette observation est importante dans la mesure où l'une des critiques formulées à l'égard de cette approche est la dépendance des résultats vis-à-vis des mesures de la pauvreté utilisées (Bigsten et Shimeles 2003). Par exemple, l'élasticité totale de la profondeur de la pauvreté est de 0,049, alors que l'effet sur cette dernière dû à la croissance est égal à -0,243 – une diminution de un pour cent des dépenses par tête aurait induit une élévation de la profondeur de la pauvreté de 0,243 pour cent. Par conséquent, l'indice pro-croissance et le taux de croissance d'équivalent pauvreté s'élèvent, respectivement, à -0,202 et 0,796. En d'autres termes, une distribution des revenus plus favorable aux pauvres a permis de gagner près de 4,7 pour cent de croissance<sup>42</sup>. En même temps, il importe de souligner que le processus de croissance est d'autant plus pro-pauvres que les privations sont appréhendées par rapport à la profondeur ou à l'inégalité de la pauvreté. Par conséquent, les changements quant aux modifications des dépenses semblent avoir davantage profité aux plus pauvres.

Troisièmement, le caractère pro-pauvres de la croissance de l'économie burkinabè est conforté par la prise en compte des autres approches. Tout d'abord, la figure 1, exprimant la relation entre, d'une part, la croissance annuelle des dépenses par tête des ménages au cours de la période 1994-98,  $g_{98}(p)$ , et, d'autre part, les percentiles  $p$  des ménages ordonnés selon ces dernières, montre que  $g_{98}(p)$  est une fonction décroissante pour tout  $p$ . Il en résulte une diminution de l'inégalité des dépenses par tête entre 1994-95 et 1998, pour toutes les mesures d'inégalité satisfaisant le principe de transfert de Pigou-Dalton. Néanmoins, comme  $g_{98}(p)$  n'est pas totalement supérieur à zéro pour tout  $p$ , il n'y a pas de dominance de premier ordre de la distribution de 1998 sur celle de 1994-95. Ce résultat doit être rapproché de la quasi-stabilité de l'indice de Gini au cours de la

<sup>42</sup> -3,9 - 0,796 = -4,696.



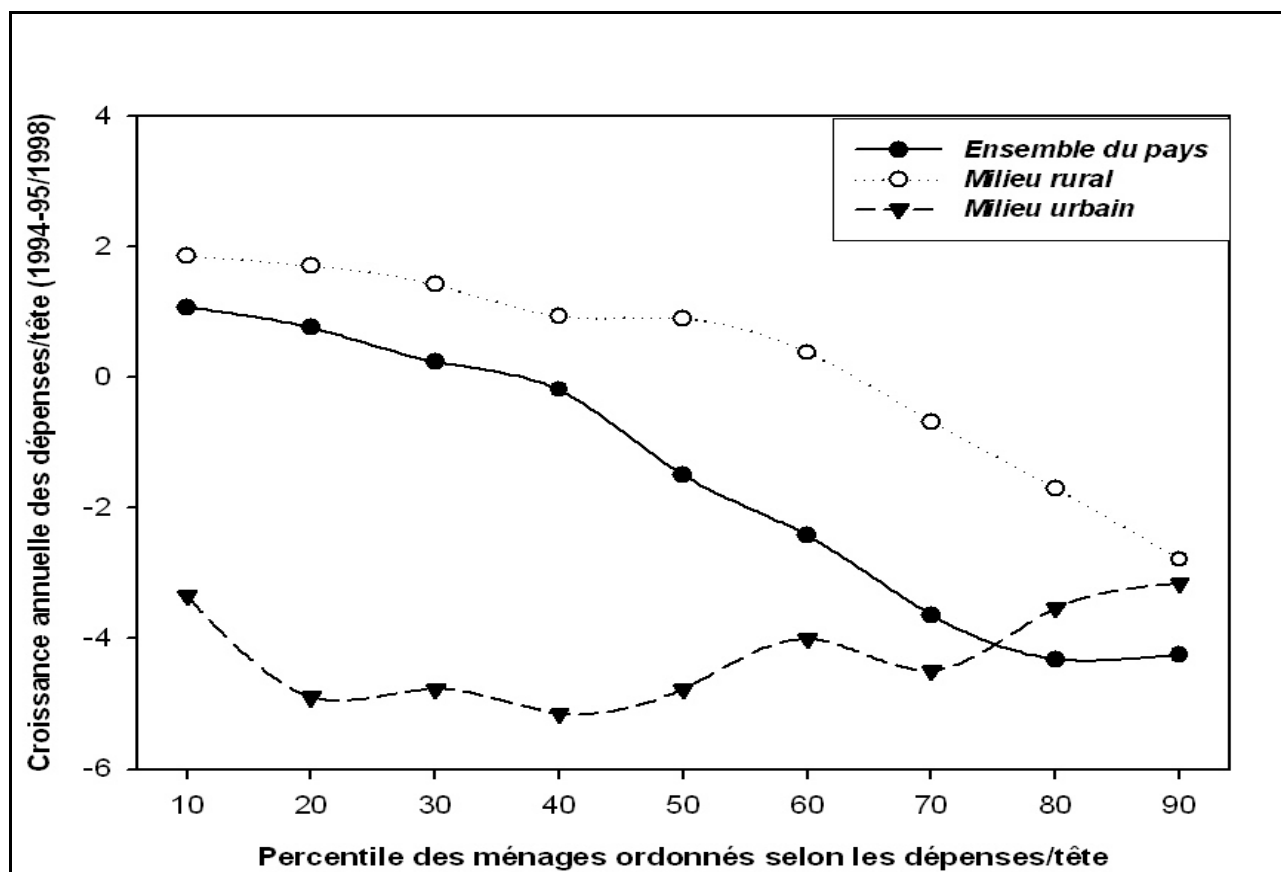


Figure 1 : Bien-être ex post : croissance annuelle des dépenses par tête des ménages selon les percentiles des ménages ordonnés en fonction des ressources des familles – Burkina Faso 1994-98

période – tableau 2. Dans ce contexte, le tableau 4 montre que les taux de croissance de la mesure de la pauvreté de Watts – aire sous la courbe d’incidence de croissance délimitée par le taux d’incidence de la pauvreté, multipliée par -1 – pour différentes valeurs du ratio de pauvreté sont négatifs. Par exemple, au cours de la période, l’indice de Watts aurait diminué 0,14 pour cent pour une incidence de la pauvreté  $p = 30$  pour cent, valeur assez proche du différentiel de profondeur de pauvreté de -0,20 pour cent – tableau 3. Il en résulte une moyenne des taux de croissance des dépenses par tête de 0,47 pour cent pour le percentile  $p = 30$  pour cent, représentant, selon Ravallion et Chen (2002), une mesure de la croissance pro-pauvres. Bien que les taux de croissance d’équivalent pauvreté de Kakawani, Khandker et Son (2002) n’aient pas été calculés pour la mesure de Watts, leur ampleur relativement comparable avec la mesure de Ravallion et Chen est à noter<sup>43</sup>.

Ensuite, on observe que le premier indice de croissance pro-pauvres de White et Anderson (2000) est supérieur à 1. Cela signifie que la part des dépenses par tête réelles des ménages pauvres dans l’ensemble de la population a augmenté entre 1994-95 et 1998. En d’autres termes, le taux de croissance des dépenses par tête des pauvres a excédé celui relatif aux ressources de l’ensemble de la population. Par contre, la part des pauvres dans la variation des dépenses n’est pas supérieure au ratio de pauvreté ou à certaines normes internationales<sup>44</sup>.

## 2. Approche selon le milieu et les régions

La prise en considération des milieux rural et urbain, ainsi que des régions, relativise sensiblement l’appréciation précédente quant au processus de croissance pro-pauvres.

En premier lieu, dans les campagnes, les changements inhérents à l’inégalité, liés au processus de croissance, ont contribué à freiner la progression de la pauvreté. Cette dernière a faiblement progressé – tableau 3 –, bien que la statistique  $\eta$  ne soit pas significative (Lachaud 2003), tandis que les dépenses par tête ont

<sup>43</sup> On rappelle que le taux de croissance d’équivalent pauvreté de Kakawani, Khandker et Son (2002), calculé pour l’indice de Watts, équivaut au taux de croissance pro-pauvres de Ravallion et Chen (2002).

<sup>44</sup> Ce résultat est indépendant de la considération des pauvres. Si  $\Delta y_p$  représente la variation des dépenses par tête des ménages les 20 pour cent les plus pauvres, le ratio  $[(\Delta y_p/\Delta y)/NI20]$  est égal à 0,54 – au lieu de 0,58. Pour les ménages les 40 pour cent les plus pauvres,  $[(\Delta y_p/\Delta y)/NI40] = 0,11$  – contre 0,13.

**Tableau 4 : Indices de « croissance pro-pauvres » selon le milieu et les formes de pauvreté – Burkina Faso 1994-98**

Paramètre	Bien-être ex post						Bien-être ex ante					
	Ensemble		Rural		Urbain		Pauvres durables		Pauvres transitoires involutifs		Pauvres transitoires évolutifs	
Indicateur												
<b>Taux de croissance de la moyenne des dépenses/tête – % par année<sup>1</sup></b>												
	-1,31		-2,78		-2,73		1,14		-0,41		-0,71	
<b>Taux de croissance de l'indice de Watts – <math>\hat{W}^2</math> – et moyenne des taux de croissance des dépenses/tête – <math>\hat{G}^3</math> – pour le décile – p – le plus pauvre – % par année</b>												
	$\hat{W}$	$\hat{G}$	$\hat{W}$	$\hat{G}$	$\hat{W}$	$\hat{G}$	$\hat{W}$	$\hat{G}$	$\hat{W}$	$\hat{G}$	$\hat{W}$	$\hat{G}$
P=20	-0,09	0,46	-0,18	0,89	0,41	-2,06	-0,24	1,23	-0,23	1,17	0,03	-0,17
P=30	-0,14	0,47	-0,33	1,11	0,90	-2,99	-0,46	1,55	-0,32	1,06	0,04	-0,13
P=40	-0,14	0,36	-0,45	1,13	1,39	-3,48	-0,64	1,60	-0,35	0,88	-0,20	0,50
P=100	1,27	-1,27	-0,25	0,25	3,49	-3,49	-1,23	1,23	-0,58	0,58	-0,14	0,14
<b>Indices de « croissance pro-pauvres » de White et Anderson</b>												
$(\Omega_t/\Omega_{t-1})^4$	1,04		1,05		1,44		1,13		0,88		0,97	
$(\Delta y_p/\Delta y)/P0^5$	0,06		0,19		-0,24		-0,36		0,71		0,35	
$(\Delta y_p/\Delta y)/NI20^6$	0,38		-		-		-		-		-	
$(\Delta y_p/\Delta y)/NI40^6$	0,13		-		-		-		-		-	

(1) Les taux de croissance annuels sont  $\gamma_{98} = [\mu_{98}/\mu_{94} - 1]$ , où  $\mu$  est la moyenne des dépenses par tête ; (2) La variation de l'indice de Watts entre les deux périodes des enquêtes prioritaires – 1994-95 et 1998 – est donnée par l'aire en dessous des courbes d'incidence de croissance (multiplié par

-1), soit :  $-\Delta \hat{W}_t / \hat{W} = \int_0^{H_t} [\alpha \log y_t(p)] / \hat{W}_t dp = \int_0^{H_t} g_t(p) dp$  ; (3) La moyenne des taux de croissance – taux de « croissance pro-pauvres » – est obtenue en normalisant par le nombre de pauvres –  $H_t$  –, c'est-à-dire en divisant l'expression précédente par  $H_t$  ; (4)  $\Omega_t$  et  $\Omega_{t-1}$  représentent la part des dépenses

par tête des ménages pauvres dans l'ensemble de la population, respectivement, au temps t et t-1, soit pour t, par exemple:  $\Omega_t = \sum_{p=1}^n y_{it} / \sum_{p=1}^n y_{it}$ . La

croissance est pro-pauvres si  $\Omega_t/\Omega_{t-1} > 1$  ; (5)  $\Delta y_p = y_{pt} - y_{pt-1}$ , où  $y_{pt}$  et  $y_{pt-1}$  représentent la somme des dépenses par tête des ménages pauvres, respectivement, au temps t et t-1. De même,  $\Delta y = y_t - y_{t-1}$ , où  $y_t$  et  $y_{t-1}$  représentent la somme des dépenses par tête de l'ensemble des ménages, respectivement, au temps t et t-1. La croissance est pro-pauvres si  $[(\Delta y_p/\Delta y)/P0] > 1$ , P0 étant le ratio de pauvreté ; (6) NI20 et NI40 représentent des normes internationales, respectivement, les parts des dépenses par tête médianes des ménages les 20 et 40 pour cent les plus pauvres, estimées à 5,6 et 16,7 pour cent (White et Anderson 2000). La croissance est pro-pauvres si  $[(\Delta y_p/\Delta y)/NI20] > 1$  ou  $[(\Delta y_p/\Delta y)/NI40] > 1$ .

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

décliné annuellement de 2,8 pour cent au cours de la période – tableau 4. L'effet dû à la croissance montre qu'une baisse de un pour cent des dépenses par tête aurait entraîné une augmentation du taux de pauvreté de 0,704 pour cent. Mais, l'effet inégalité, à croissance constante, a largement contrebalancé l'effet de croissance, puisqu'une baisse de un pour cent des dépenses par tête est associée à une diminution de 0,656 pour cent de l'incidence de la pauvreté, via l'effet inégalité. En définitive, l'élasticité totale de pauvreté est assez faible, et s'élève à -0,048 : une hausse de 0,048 pour cent du ratio de pauvreté est associée à une diminution de un pour cent des dépenses réelles par tête. Par conséquent, l'indice de croissance pro-pauvres est positif – 0,068 –, dans la mesure la baisse des dépenses est accompagnée d'une hausse de la pauvreté. En fait, comme précédemment, en milieu rural, la croissance n'est pas strictement pro-pauvres, même si l'élasticité totale de pauvreté est, dans ce cas, inférieure à l'élasticité croissance de la pauvreté. Puisque les dépenses par tête ont diminué de -8,3 pour cent au cours de la période, un taux de croissance d'équivalent pauvreté de -0,574 pour cent signifie que 7,7 pour cent de croissance ont été gagnés – (-8,3) - (-0,574) – à cause des modifications de la distribution des dépenses en faveur des pauvres. En outre, le tableau 3 montre que les changements quant aux modifications des dépenses par tête semblent avoir davantage profité aux plus pauvres. Par exemple, en ce qui concerne la profondeur de la pauvreté, l'effet inégalité – 0,292 – contrebalance plus que proportionnellement l'effet de croissance – -0,289 –, ce qui induit une élasticité totale de la pauvreté très faible, mais positive – 0,003. Par conséquent, le taux de croissance effectif pour réduire la pauvreté – taux de croissance d'équivalent pauvreté – excède de 8,4 pour cent – (-8,3) - (0,084) – le taux actuel de croissance, un écart un peu plus important qu'en ce qui concerne le ratio de pauvreté.

Le caractère pro-pauvres de la croissance en milieu rural semble confirmé par d'autres indicateurs. Ainsi, la figure 1 montre que  $g_{98}(p)$  est une fonction décroissante pour tout p, ce qui signifie qu'une diminution de l'inégalité des dépenses par tête entre 1994-95 et 1998 prévaut, pour toutes les mesures d'inégalité satisfaisant le principe de transfert de Pigou-Dalton. D'ailleurs, le tableau 2 affiche une nette diminution du

coefficient de Gini, ce dernier passant de 0,445 à 0,426 au cours de la période. Toutefois, la figure 1 ne permet pas d'affirmer que dans le milieu rural il y a dominance de premier ordre de la distribution de 1998 sur celle de 1994-95,  $g_{98}(p)$  n'excédant pas toujours zéro pour tout  $p$ . Les taux de croissance de la mesure de la pauvreté de Watts pour différentes valeurs du ratio de pauvreté sont négatifs. Par exemple, entre 1994-95 et 1998, l'indice de Watts aurait décliné de 0,33 pour cent lorsque l'incidence de la pauvreté  $p$  est fixée à 30 pour cent. De ce fait, la moyenne des taux de croissance des dépenses par tête est de 1,11 pour cent pour le percentile  $p = 30$  pour cent, ce qui traduit, selon Ravallion et Chen (2002), une mesure de la croissance pro-pauvres. Enfin, comme précédemment, il apparaît que le premier indice de croissance pro-pauvres de White et Anderson (2000) est supérieur à 1, d'où un taux de croissance des dépenses par tête des pauvres ayant excédé celui relatif aux ressources de l'ensemble de la population.

En deuxième lieu, en milieu urbain, la configuration du processus de croissance s'éloigne sensiblement du schéma précédent. Dans les villes, la pauvreté a significativement progressé, corrélativement à un déclin des dépenses par tête de 2,7 pour cent. Dans ce contexte, l'augmentation de la pauvreté est due au renforcement de l'effet croissance par l'effet inégalité. Ainsi, en milieu urbain, l'effet dû à la croissance aurait entraîné une augmentation du taux de pauvreté de 0,237 pour cent, consécutivement à une diminution de un pour cent des dépenses par tête. Par ailleurs, l'effet inégalité a accentué l'effet de croissance : une baisse de un pour cent des dépenses par tête est associée à une *élévation* de 0,109 pour cent du ratio de pauvreté, via l'effet inégalité – tableau 3. Dans ces conditions, l'élasticité totale de pauvreté est substantielle, et s'élève à -0,346 : une diminution de un pour cent des dépenses réelles par tête induit une progression de 0,346 pour cent du ratio de pauvreté. Il en résulte un indice de croissance pro-pauvres positif et élevé – 1,460. Ainsi, dans un contexte de croissance négative des dépenses réelles, l'élasticité totale de pauvreté – négative – est supérieure à l'élasticité croissance – négative –, ce qui implique que la variation totale de la pauvreté excède la hausse de la pauvreté qui serait imputable au seul effet de croissance. De ce fait, contrairement aux situations précédemment analysées, la croissance urbaine est « pro-riches ». Enfin, dans la mesure où les dépenses par tête ont diminué de -8,4 pour cent au cours de la période, un taux de croissance d'équivalent pauvreté de -12,140 pour cent signifie que 3,7 pour cent de croissance ont été perdus – (-8,4) - (-12,140) – à cause des modifications de la distribution des dépenses en faveur des riches. Un tel résultat prévaut également pour les autres mesures de la pauvreté, bien que les changements inhérents aux modifications des dépenses par tête semblent avoir moins défavorisé les plus pauvres. Par exemple, s'agissant de la profondeur de la pauvreté, l'effet inégalité – -0,020 – renforce aussi l'effet de croissance – -0,065 –, ce qui induit une élasticité totale de la pauvreté relativement faible, mais négative – -0,085. Par conséquent, l'écart entre le taux de croissance actuel et le taux de croissance effectif pour réduire la pauvreté est seulement de 2,5 pour cent – (-8,4) - (-10,876) – un différentiel un peu moins important qu'en ce qui concerne le taux de pauvreté.

L'existence d'un processus de croissance pro-riches en milieu urbain semble validée par d'autres approches. Par exemple, la figure 1, montrant que  $g_{98}(p)$  n'est pas une fonction décroissante pour tout  $p$ , suggère l'absence d'une diminution de l'inégalité des dépenses par tête entre 1994-95 et 1998, pour toutes les mesures d'inégalité satisfaisant le principe de transfert de Pigou-Dalton. Cette observation est à rapprocher de la hausse du coefficient de Gini de 0,499 à 0,543 au cours de la période – tableau 2. De même, le tableau 4 affiche des taux de croissance positifs de la mesure de la pauvreté de Watts pour différentes valeurs du ratio de pauvreté. Par exemple, entre 1994-95 et 1998, l'indice de Watts aurait augmenté de 0,90 pour cent lorsque l'incidence de la pauvreté  $p$  est fixée à 30 pour cent. De ce fait, la moyenne des taux de croissance des dépenses par tête est de -2,99 pour cent pour le percentile  $p = 30$  pour cent, ce qui traduit bien le caractère pro-riches de la croissance. Néanmoins, un indice de White et Anderson supérieur à 1 implique que le taux de croissance des dépenses par tête des pauvres a excédé celui relatif aux dépenses de l'ensemble de la population.

En troisième lieu, l'analyse selon les types d'agglomérations et les régions permet de spécifier davantage la configuration de la croissance économique burkinabè – tableau 5. Tout d'abord, le caractère pro-riches de la croissance ne s'observe que pour les deux grandes agglomérations : Ouagadougou et Bobo-Dioulasso. Pour ces dernières, la pauvreté a significativement augmenté à un taux annuel de 20,6 pour cent, tandis que les dépenses par tête ont diminué de 6,6 pour cent entre 1994-95 et 1998. Pour toutes les mesures de la pauvreté, l'effet inégalité renforce l'effet de croissance, ce qui induit des élasticités totales négatives supérieures aux élasticités – négatives – inhérentes à ce dernier. Par exemple, une diminution de un pour cent des dépenses réelles par tête induit une progression de 0,556 pour cent du ratio de pauvreté. D'ailleurs, le tableau 2 montre que, pour les grandes villes, le coefficient de Gini est passé de 0,487 à 0,554 pendant le laps de temps délimité par les deux enquêtes prioritaires. Il en résulte des indices de croissance pro-pauvres de l'ordre de 2,5, et des taux de croissance d'équivalent pauvreté négatifs et élevés. Par contre, dans les petites villes, où la pauvreté a légèrement décliné, sans que ce mouvement soit statistiquement significatif (Lachaud 2003), l'effet dû à

**Tableau 5 : Bien-être ex post : effets de croissance et d'inégalité sur la réduction de la pauvreté selon les régions et les villes – Burkina Faso 1994-98**

Paramètre	Pauvreté		Variation annuelle de la pauvreté 1998/1994-95 en % – ménages <sup>7</sup>	Elasticité de pauvreté <sup>4</sup>	Expliquée par <sup>1</sup>		Indice de croissance pro-pauvres <sup>5</sup>	Taux de croissance d'équivalent pauvreté <sup>6</sup>
	1994-95	1998			Effet dû à la croissance <sup>2</sup>	Effet dû à l'inégalité <sup>3</sup>		
<b>Urbain</b>								
<b>Ouagadougou-Bobo-Dioulasso</b>								
Ratio de pauvreté	4,9	8,6	20,6	-0,556	-0,223	-0,333	2,495	-16,467
Profondeur de la pauvreté	1,1	2,0	22,1	-0,143	-0,052	-0,091	2,750	-18,150
Inégalité de la pauvreté	0,4	0,7	20,5	-0,052	-0,020	-0,032	2,600	-17,160
<b>Autres villes</b>								
Ratio de pauvreté	14,4	13,4	-2,4	0,221	-0,334	0,555	-0,662	2,913
Profondeur de la pauvreté	3,6	3,3	-2,9	0,082	-0,109	0,191	-0,751	3,304
Inégalité de la pauvreté	1,4	1,2	-5,0	0,035	-0,045	0,080	-0,768	3,379
<b>Rural</b>								
<b>Ouest</b>								
Ratio de pauvreté	30,1	33,6	3,7	0,476	-0,416	0,892	-1,144	-8,351
Profondeur de la pauvreté	8,5	9,2	2,7	0,087	-0,223	0,310	-0,390	-2,847
Inégalité de la pauvreté	3,4	3,5	1,0	0,022	-0,105	0,127	-0,210	-1,533
<b>Nord-Ouest</b>								
Ratio de pauvreté	39,8	42,9	2,5	-0,119	-0,618	0,499	0,193	-4,968
Profondeur de la pauvreté	13,3	14,1	2,0	-0,028	-0,315	0,287	0,089	-2,293
Inégalité de la pauvreté	6,0	6,2	1,1	-0,009	-0,174	0,165	0,052	-1,334
<b>Sahel</b>								
Ratio de pauvreté	41,7	33,5	-7,0	-0,656	-0,512	-0,144	1,281	16,141
Profondeur de la pauvreté	14,4	9,4	-13,3	-0,394	-0,244	-0,150	1,615	20,349
Inégalité de la pauvreté	6,9	3,7	-18,8	-0,253	-0,124	-0,129	2,040	25,704
<b>Est</b>								
Ratio de pauvreté	49,8	39,8	-7,2	-0,922	-0,711	-0,211	1,297	14,008
Profondeur de la pauvreté	16,3	10,2	-14,5	-0,572	-0,305	-0,267	1,875	20,250
Inégalité de la pauvreté	7,1	4,0	-17,4	-0,285	-0,148	-0,137	1,926	20,797
<b>Sud-Ouest</b>								
Ratio de pauvreté	36,6	37,8	1,1	-0,048	-0,620	0,572	0,081	-1,944
Profondeur de la pauvreté	9,9	11,5	5,1	-0,065	-0,297	0,232	0,219	-5,256
Inégalité de la pauvreté	3,7	4,8	9,1	-0,048	-0,153	0,105	0,314	-7,529
<b>Centre-Nord</b>								
Ratio de pauvreté	38,2	41,9	3,1	-0,571	-0,925	0,354	0,617	-4,011
Profondeur de la pauvreté	9,0	10,6	5,6	-0,232	-0,314	0,082	0,739	-4,804
Inégalité de la pauvreté	3,0	3,9	5,7	-0,128	-0,131	0,003	0,977	-6,351
<b>Centre-Ouest</b>								
Ratio de pauvreté	41,6	38,4	-2,6	0,308	-0,787	1,095	-0,391	4,070
Profondeur de la pauvreté	14,3	10,8	-8,9	0,308	-0,288	0,596	-1,069	11,122
Inégalité de la pauvreté	6,3	4,4	-11,3	0,179	-0,149	0,328	-1,201	12,486
<b>Centre</b>								
Ratio de pauvreté	40,1	42,4	1,9	-0,193	-0,618	0,425	0,312	-3,685
Profondeur de la pauvreté	9,5	14,4	14,9	-0,413	-0,299	-0,114	1,381	-16,299
Inégalité de la pauvreté	3,2	7,0	29,8	-0,322	-0,149	-0,173	2,161	-25,501
<b>Nord</b>								
Ratio de pauvreté	63,8	55,0	-4,8	-1,103	-0,833	-0,270	1,324	10,593
Profondeur de la pauvreté	22,1	17,2	-8,0	-0,623	-0,385	-0,238	1,618	12,945
Inégalité de la pauvreté	10,3	7,4	-10,4	-0,354	-0,208	-0,146	1,702	13,615
<b>Centre-Est</b>								
Ratio de pauvreté	38,2	50,1	9,4	-3,323	-0,731	-2,592	4,547	-16,369
Profondeur de la pauvreté	9,9	15,0	14,9	-1,441	-0,322	-1,119	4,475	-16,110
Inégalité de la pauvreté	3,6	6,1	19,2	-0,681	-0,153	-0,528	4,451	-16,024

(1) à (7) Voir les notes du tableau 1. Cependant, les taux de croissance en pourcentage des dépenses par tête des ménages, entre les deux enquêtes prioritaires, utilisés pour le calcul des élasticité et des indices ont été les suivants : Ouagadougou-Bobo : -6,6 ; Autres villes : -4,4 ; Ouest : 7,3 ; Nord-Ouest : -25,8 ; Sahel : 12,6 ; Est : 10,8 ; Sud-Ouest : -24,0 ; Centre-Nord : -6,5 ; Centre-Ouest : -10,4 ; Centre : -11,8 ; Nord : 8,0 ; Centre-Est : -3,6.

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

l'inégalité, favorable aux pauvres, a largement compensé l'impact négatif de la baisse des dépenses sur la pauvreté. Par conséquent, l'élasticité totale de la pauvreté totale est positive, tout comme le taux de croissance d'équivalent pauvreté<sup>45</sup>. Ensuite, dans les différentes régions, la situation est plus hétérogène. On note que dans huit régions sur dix, la configuration de la croissance a été pro-pauvres, bien que les effets aient été disparates<sup>46</sup>. En effet, dans deux régions sur trois – Nord-Ouest et Sud-Ouest – où la pauvreté n'a pas statistiquement varié (Lachaud 2003), l'effet de la distribution des dépenses, favorable aux pauvres, a contrebalancé la forte chute des ressources des ménages au cours de la période – respectivement, -25,8 et -24,0 pour cent. S'agissant des régions où la pauvreté a statistiquement baissé, l'effet de croissance a été dominant dans trois d'entre elles, bien

<sup>45</sup> Le tableau 2 affiche une baisse du coefficient de Gini entre 1994-95 et 1998 dans les petites villes.

<sup>46</sup> Les deux régions où les changements inhérents à l'inégalité ont été pro-riches sont l'Ouest et le Centre-Est. On rappelle que cette appréciation est fonction de l'évolution des dépenses réelles, négative dans huit régions sur dix. Voir la note (1) du tableau 5.

que l'effet de distribution ait été également favorable aux pauvres – Sahel, Est et Nord. Par contre, en ce qui concerne la quatrième région où la pauvreté a significativement diminué – Centre-Ouest –, une évolution de la répartition des ressources plus favorable aux pauvres a permis de contrebalancer plus que proportionnellement l'impact négatif de la baisse des dépenses par tête. Enfin, parmi les régions où la pauvreté a statistiquement augmenté entre 1994-95 et 1998 – et où les dépenses par tête ont chuté –, une croissance pro-riches a prévalu dans l'une d'entre elles – Centre-Est –, alors que pour les deux autres – Centre-Nord et Centre –, l'évolution de la répartition des dépenses en faveur des pauvres n'a pas été en mesure de compenser l'effet de croissance. En définitive, une croissance pro-pauvres peut s'avérer insuffisante pour réduire significativement la pauvreté.

## 5. Effets de croissance et d'inégalité, et bien-être ex ante

La relation entre la croissance économique, l'inégalité et la pauvreté peut être appréhendée également par rapport à une approche ex ante du bien-être. Cette section est consacrée à l'examen de cette question, successivement au niveau de l'ensemble de l'économie et des différents milieux.

### 1. Approche globale

Au cours de la période 1994-1998, la configuration des effets de croissance et d'inégalité par rapport à la pauvreté durable – situation des ménages dont les dépenses par tête *actuelles* et *escomptées* sont inférieures au seuil de pauvreté –, fondée sur les élasticités, traduit un processus de croissance faiblement pro-pauvres – tableau 6. A cet égard, bien que les dépenses par tête ont augmenté de 3,4 pour cent par an dans le laps de temps séparant les deux enquêtes, la proportion des pauvres durables a crû à un rythme annuel de 2,6 pour cent. Malgré tout, les changements inhérents à l'inégalité ont contribué à freiner la progression de la pauvreté durable. Ainsi, l'effet dû à la croissance – à inégalité constante – suggère qu'une hausse de un pour cent des dépenses par tête aurait induit une élévation du ratio de pauvreté de 0,937 pour cent. Or, l'élasticité totale de pauvreté est seulement de 0,486, ce qui signifie qu'à une élévation de un pour cent des dépenses réelles par tête est associée une hausse de 0,486 pour cent du taux de pauvreté durable. Dans ce contexte, la relation positive entre la croissance des dépenses et l'augmentation de la pauvreté durable peut paraître atypique. En fait, les pauvres durables, se caractérisant par une faiblesse des ressources actuelles et estimées, n'ont pas été en mesure de bénéficier de la légère hausse des ressources moyennes. Par conséquent, l'indice de croissance pro-pauvres durables est positif – 0,519 – parce que la hausse des dépenses est accompagnée d'une progression de la pauvreté durable, tandis que le caractère faiblement pro-pauvres durables de la croissance est imputable à l'interférence positive de l'inégalité qui a contribué à freiner l'augmentation de la pauvreté durable. Cependant, le tableau 6 montre que l'effet inégalité a été insuffisant pour contrebalancer l'effet de croissance, puisqu'une hausse de un pour cent des dépenses par tête est associée à une réduction de 0,451 pour cent du ratio de pauvreté durable, par le biais de l'effet inégalité. Finalement, le taux de croissance d'équivalent pauvreté durable est de 1,764. Dans la mesure où les dépenses par tête ont progressé de 3,4 pour cent entre 1994-95 et 1998, un taux de croissance d'équivalent pauvreté durable de 1,764 pour cent signifie que 1,6 pour cent de croissance ont été perdus – (3,4 - (1,8)) – à cause d'une évolution défavorable des dépenses sur la pauvreté durable, et de la faiblesse de l'effet de distribution.

Les observations précédentes semblent validées par la mise en oeuvre d'autres indicateurs. La figure 2 montre que  $g_{98}(p)$  est une fonction quasiment décroissante – faiblement – pour tout  $p$ , et suggère une diminution de l'inégalité des dépenses par tête entre 1994-95 et 1998. En outre, comme  $g_{98}(p)$  est totalement supérieur à zéro pour tout  $p$ , il y a dominance de premier ordre de la distribution de 1998 sur celle de 1994-95. Dans ce contexte, le tableau 4 affiche des taux de croissance négatifs de la mesure de la pauvreté de Watts pour différentes valeurs du ratio de pauvreté. Par exemple, au cours de la période séparant les deux enquêtes prioritaires, l'indice de Watts aurait diminué 0,46 pour cent pour une incidence de la pauvreté  $p = 30$  pour cent. De ce fait, pour ce dernier taux de pauvreté, il en résulte une moyenne des taux de croissance des dépenses par tête de 1,55 pour cent, représentant, comme cela a été précédemment indiqué, une mesure de la croissance pro-pauvres – « pro-pauvres durables », dans ce cas. Par ailleurs, le taux de croissance d'équivalent pauvreté durable de Kakawani, Khandker et Son (2002), indiqué au tableau 6, est comparable à la mesure de Ravallion et Chen, bien que le premier n'ait pas été évalué pour la mesure de Watts. Finalement, il apparaît que le premier indice de croissance pro-pauvres de White et Anderson (2000) est supérieur à 1 – 1,13 –, d'où un taux de croissance des dépenses par tête des pauvres durables plus élevé que celui relatif aux ressources de l'ensemble de la population – tableau 4.

**Tableau 6 : Bien-être ex ante : effets de croissance et d'inégalité sur la réduction de la pauvreté selon le milieu et le type de pauvreté – Burkina Faso 1994-98**

Paramètre	Pauvreté		Variation annuelle de la pauvreté 1998/1994-95 en % – ménages <sup>7</sup>	Elasticité de pauvreté <sup>4</sup>	Expliquée par <sup>1</sup>		Indice de croissance pro-pauvres <sup>5</sup>	Taux d'équivalent pauvreté <sup>6</sup>
	1994-95	1998			Effet dû à la croissance <sup>2</sup>	Effet dû à l'inégalité <sup>3</sup>		
Indicateur								
<b>Ensemble<sup>8</sup></b>								
<b>Pauvres durables</b>								
Ratio de pauvreté spécifique (Ratio de pauvreté global)	21,6 (18,1)	23,3 (19,9)	2,6 (3,2)	0,486	0,937	-0,451	0,519	1,764
<b>Pauvres transitoires &amp; involutifs</b>								
Ratio de pauvreté spécifique (Ratio de pauvreté global)	6,6 (4,6)	5,9 (4,1)	-3,7 (-3,8)	0,577	-1,395	1,972	-0,414	0,505
<b>Pauvres transitoires &amp; évolutifs</b>								
Ratio de pauvreté spécifique (Ratio de pauvreté global)	15,4 (11,9)	13,8 (10,5)	-3,6 (-4,1)	0,761	-0,677	1,438	-1,124	2,372
<b>Urbain<sup>8</sup></b>								
<b>Pauvres durables</b>								
Ratio de pauvreté spécifique (Ratio de pauvreté global)	1,2 (1,1)	4,4 (4,1)	54,2 (55,0)	1,393	0,615	0,778	2,265	5,210
<b>Pauvres transitoires &amp; involutifs</b>								
Ratio de pauvreté spécifique (Ratio de pauvreté global)	0,9 (0,8)	1,0 (0,9)	3,6 (4,0)	-0,034	-0,133	0,099	0,256	-1,245
<b>Pauvres transitoires &amp; évolutifs</b>								
Ratio de pauvreté spécifique (Ratio de pauvreté global)	5,6 (5,5)	5,5 (5,2)	-0,6 (-1,9)	-0,204	2,590	-2,794	-0,079	-0,034
<b>Rural<sup>8</sup></b>								
<b>Pauvres durables</b>								
Ratio de pauvreté spécifique (Ratio de pauvreté global)	27,3 (22,1)	29,5 (24,5)	2,6 (3,5)	0,699	2,167	-1,468	0,323	1,010
<b>Pauvres transitoires &amp; involutifs</b>								
Ratio de pauvreté spécifique (Ratio de pauvreté global)	8,6 (5,5)	7,9 (5,0)	-2,8 (-3,1)	0,633	-4,810	5,443	-0,132	0,142
<b>Pauvres transitoires &amp; évolutifs</b>								
Ratio de pauvreté spécifique (Ratio de pauvreté global)	18,7 (13,5)	17,1	-2,9 (-3,6)	0,596	-1,915	2,511	-0,311	0,809

(1) à (7) Voir les notes du tableau 1. Cependant, les taux de croissance des dépenses par tête des ménages – entre les deux enquêtes prioritaires, en pourcentage, utilisés pour le calcul des élasticités et des indices ont été les suivants : (a) Ensemble : (i) pauvres durables : 3,4% ; (ii) pauvres transitoires et involutifs : -1,2% ; (iii) pauvres transitoires et évolutifs : -2,1% ; (b) Urbain : (i) pauvres durables : 2,3% ; (ii) pauvres transitoires et involutifs : -4,9% ; (iii) pauvres transitoires et évolutifs : 0,4% ; (c) Rural : (i) pauvres durables : 3,1% ; (ii) pauvres transitoires et involutifs : -1,1% ; (iii) pauvres transitoires et évolutifs : -2,6% ; (8) Pour une forme de pauvreté donnée, le « ratio de pauvreté spécifique » exclut les ménages appartenant aux autres formes de pauvreté. Par exemple, le ratio de pauvreté durable est le rapport entre le nombre de pauvres durables et la somme de ces derniers et des non pauvres. Par contre, le « ratio de pauvreté global » est calculé sur la base de l'ensemble des ménages.

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

La relation entre la croissance des dépenses, la distribution et la pauvreté transitoire s'inscrit dans le cadre des tendances précédentes. On rappelle que les ressources par tête des pauvres transitoires, involutifs et évolutifs (Lachaud 2003)<sup>47</sup>, ont décliné, respectivement, de 1,2 et 2,1 pour cent entre 1994-95 et 1998, tout comme les ratios de pauvreté – respectivement, de 3,7 et 3,6 pour cent. L'effet dû à la croissance montre qu'une baisse de un pour cent des dépenses par tête aurait entraîné une augmentation du taux de pauvreté transitoire involutive de 1,395 pour cent, mais seulement de 0,677 pour cent en ce qui concerne les pauvres transitoires évolutifs. Néanmoins, l'effet inégalité, plus élevé pour les premiers, comparativement aux seconds, a largement contrebalancé l'effet de croissance : une baisse de un pour cent des dépenses par tête est associée à une diminution de 1,972 et 1,438 pour cent de l'incidence de la pauvreté transitoire, respectivement, involutive et involutive, à cause de l'effet inégalité. De ce fait, le tableau 6 affiche des élasticités totales de pauvreté transitoire moyennes, s'élevant successivement à 0,577 et 0,761. Par exemple, une baisse de 0,761 pour cent du ratio de pauvreté transitoire évolutive est associée à une diminution de un pour cent des dépenses réelles par tête. Il est à remarquer que ces élasticités totales de pauvreté, fondées sur une approche ex ante du bien-être, sont sensiblement plus élevées que celles qui émanent d'une évaluation ex post de ce dernier. Dans la mesure la

<sup>47</sup> L'appréhension de ces deux groupes est fondée sur les éléments suivants. Les ménages *pauvres transitoires et involutifs* : ménages pauvres et fortement vulnérables – ménages dont : (i) la consommation par tête actuelle est inférieure au seuil de pauvreté ; (ii) la consommation par tête estimée est supérieure ou égale au seuil de pauvreté ; (iii) la vulnérabilité (probabilité de pauvreté) est supérieure ou égale à 0,4 ; (c) les ménages *pauvres transitoires et évolutifs* : ménages pauvres mais faiblement vulnérables – ménages dont : (i) la consommation par tête actuelle est inférieure au seuil de pauvreté ; (ii) la consommation par tête estimée est supérieure ou égale au seuil de pauvreté ; (iii) la vulnérabilité (probabilité de pauvreté) est inférieure à 0,4.

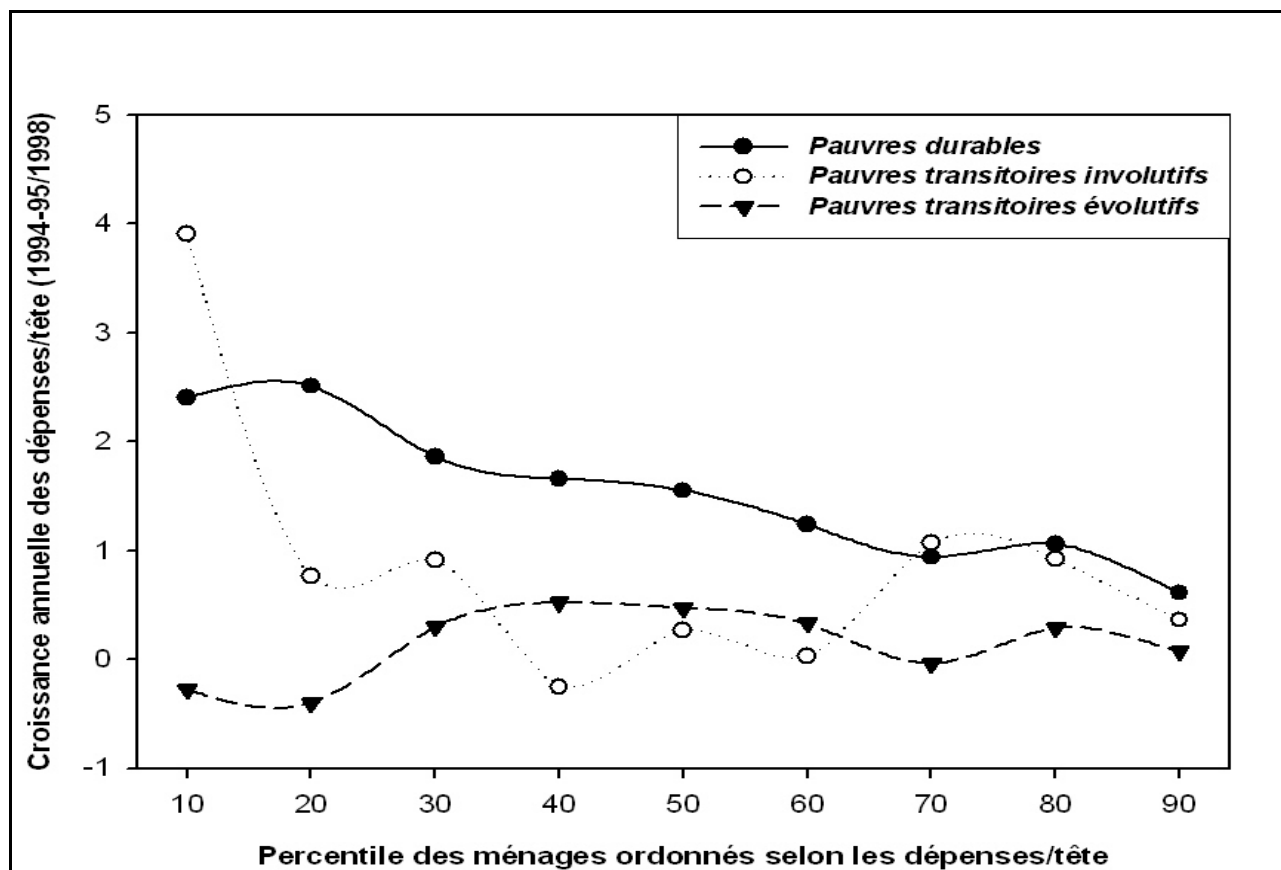


Figure 2 : Bien-être an ante : croissance annuelle des dépenses par tête des ménages en fonction des percentiles des ménages ordonnés selon les ressources des familles – Burkina Faso 1994-98

baisse des dépenses est accompagnée d'une baisse de la pauvreté pour les deux types de pauvreté transitoire, les indices de croissance pro-pauvres transitoires sont négatifs  $-0,414$  et  $-1,124$ , respectivement, pour les pauvres transitoires involutifs et évolutifs. Par conséquent, les modifications de la distribution des dépenses en faveur des pauvres transitoires génèrent des écarts entre le taux de croissance actuel et le taux de croissance effectif pour réduire la pauvreté – taux de croissance d'équivalent pauvreté transitoire –, respectivement, de  $1,7 - (-1,2) - (0,5) = 4,5$  pour cent  $- (-2,1) - (2,4) = -4,5$ , pour les pauvres transitoires involutifs et évolutifs. Les gains plus élevés obtenus dans ce dernier cas sont imputables à la plus grande ampleur relative de l'effet de distribution, comparativement à l'effet de croissance.

La figure 2 semble conforter l'existence d'un processus de croissance pro-pauvres transitoires involutifs, bien que  $g_{98}(p)$  ne soit pas une fonction complètement décroissante pour tout  $p$ . Malgré tout, les taux de croissance des indices de Watts sont négatifs pour les divers niveaux d'incidence de pauvreté, tandis que les moyennes des taux de croissance des dépenses sont positives – tableau 4. Par contre, l'allure de la courbe d'incidence de croissance relative aux pauvres transitoires évolutifs n'exhibe pas réellement une évolution de  $g_{98}(p)$  décroissante pour tout  $p$ , mais plutôt une quasi-stagnation autour de la valeur de zéro. De ce fait, les taux de croissance de l'indice de Watts sont positifs jusqu'à la valeur de  $p=30$  pour cent, et les mesures de croissance pro-pauvres de Ravallion et Chen sont négatives. De même, pour les deux types de pauvreté transitoire, le tableau 4 affiche des valeurs des indices de la première catégorie de White et Anderson inférieurs à 1.

En définitive, l'analyse précédente montre que, pour l'ensemble de l'économie burkinabè, une configuration pro-pauvres de la croissance prévaut surtout pour les groupes dont la pauvreté est imputable à une variation des dépenses – pauvres transitoires involutifs et évolutifs –, comparativement à ceux dont la pauvreté est expliquée par une faiblesse de ces dernières – pauvres durables –, et, semble-t-il, parmi les premiers, plus pour ceux qui sont en même temps vulnérables – pauvres transitoires involutifs –, si l'on en juge par la comparaison des différents indicateurs utilisés.

## 2. Approche selon le milieu

La différenciation du processus de croissance selon le milieu permet de mettre en relief plusieurs éléments intéressants – tableau 6.

Premièrement, en milieu urbain, la pauvreté durable a sensiblement progressé – +54,2 pour cent par an entre 1994-95 et 1998 –, malgré une hausse des dépenses par tête de 2,3 pour cent. En fait, comme précédent pour l'ensemble des plus démunis, l'augmentation de la pauvreté durable est due à l'évolution défavorable à la fois des effets de croissance et d'inégalité. Ainsi, dans les villes, l'effet dû à la croissance aurait entraîné une augmentation du taux de pauvreté de 0,615 pour cent, consécutivement à une hausse de un pour cent des dépenses par tête. De même, l'effet inégalité a renforcé l'effet de croissance : une élévation de un pour cent des dépenses par tête est associée à une *hausse* de 0,778 pour cent du ratio de pauvreté, via l'effet inégalité – tableau 6. Par conséquent, l'élasticité totale de pauvreté, sensiblement élevée, suggère qu'une progression de un pour cent des dépenses réelles par tête induit une progression de 1,393 pour cent du ratio de pauvreté. L'indice de croissance pro-pauvres est de 2,265. Il est à remarquer que, d'une part, l'élasticité totale de la pauvreté durable est très élevée dans les agglomérations, et, d'autre part, dans un contexte de croissance positive des dépenses réelles, l'élasticité totale de pauvreté durable est supérieure à l'élasticité croissance, ce qui implique que la variation totale de la pauvreté durable excède la hausse de cette dernière qui serait imputable au seul effet de croissance. Une croissance urbaine est pro-riches en découle. A cet égard, le mode de calcul du taux de croissance d'équivalent pauvreté rend ce dernier supérieur au taux de croissance actuel.

S'agissant de la pauvreté transitoire involutive, elle a également progressé à un rythme annuel de 3,6 pour cent, corrélativement à un déclin des dépenses de 4,9 pour cent au cours de la période. Dans ce cas, l'effet de croissance ayant surpassé l'effet de distribution, une baisse de un pour cent des dépenses est associée à une hausse de 0,034 pour cent de cette forme de pauvreté. En ce qui concerne les pauvres transitoires évolutifs, on observe une diminution – faible – de l'incidence de la pauvreté, associée à une progression des dépenses par tête de 0,4 pour cent au cours de la période. Cette dernière induit une réduction de la pauvreté, via l'effet inégalité, compensée en grande partie par l'effet de croissance. Néanmoins, il en résulte une élasticité totale de la pauvreté de -0,204 : une augmentation des ressources des ménages induit une baisse de 0,204 pour cent du taux de pauvreté transitoire évolutif. Mais, l'écart entre le taux de croissance actuel et le taux de croissance d'équivalent pauvreté est faible – (0,4) - (-0,03) = 0,43.

Ainsi, en milieu urbain, l'existence d'un processus de croissance pro-riches ne semble validé que pour des formes de pauvreté qui caractérisent des ménages qui sont en même temps vulnérables. En d'autres termes, pour les pauvres durables et transitoires involutifs localisés dans les villes, l'effet de distribution a été soit insuffisant – pauvres transitoires involutifs – pour annihiler l'effet de croissance ayant un impact négatif sur le bien-être, soit a renforcé ce dernier en termes d'augmentation de la pauvreté – pauvres durables. Par contre, un processus pro-pauvres transitoires évolutifs semble prévaloir, ces dernières englobant environ la moitié des pauvres vivant dans les villes – tableau A2, en annexe.

Deuxièmement, dans les campagnes, le processus de croissance ressemble fortement à celui qui a été explicité pour l'ensemble des ménages burkinabè. Une croissance en faveur des pauvres semble surtout prévaloir pour les ménages dont la pauvreté est imputable à une variation des dépenses – pauvres transitoires involutifs et évolutifs –, comparativement à ceux dont la pauvreté est inhérente à une faiblesse de ces dernières – pauvres durables. Mais, cette appréciation est uniquement fondée sur des indicateurs mettant en oeuvre les élasticités.

## 6. Conclusion

Au Burkina Faso, l'examen des effets de la croissance et de l'inégalité sur la pauvreté, au cours de la période 1994-98, permet de formuler plusieurs conclusions.

Premièrement, dans un contexte macro-économique favorable – 5 pour cent de croissance du PIB par an entre 1994 et 1999 –, non corroboré par les informations micro-économiques – baisse annuelle des dépenses réelles des ménages par tête de 1,3 pour cent –, les enquêtes prioritaires mettent en évidence une stabilité de la pauvreté monétaire, une vulnérabilité des ménages proportionnellement plus répandue, et d'importants changements structurels : progression du ratio de vulnérabilité ; importantes disparités géographiques et recomposition de la pauvreté rurale ; urbanisation de la pauvreté monétaire – évolution des privations relatives plus rapide que la part de la population des villes – et non monétaire – augmentation de l'inégalité de la mortalité et de la malnutrition des enfants.

Deuxièmement, fondée sur des approches en termes d'élasticités de pauvreté – indices de croissance pro-pauvres et taux de croissance d'équivalent pauvreté –, de « courbes d'incidence de croissance », et de variations relatives des parts des dépenses des pauvres, ainsi que par rapport à une appréhension ex post du bien-être, l'étude montre que, pour l'ensemble de l'économie, les changements inhérents à l'inégalité des ressources par tête, associés au processus de croissance, ont contribué à réduire ou à stabiliser la pauvreté. Dans ces conditions, il semblerait qu'un processus de croissance pro-pauvres ait prévalu au cours de la période.



Troisièmement, la prise en considération des milieux rural et urbain, des types d'urbanisation, des régions, ainsi que de la vulnérabilité des ménages, relativise sensiblement l'appréciation précédente quant au processus de croissance pro-pauvres. Si le caractère pro-pauvres de la croissance en milieu rural semble confirmé par plusieurs indices – bien que les effets soient disparates, une croissance pro-pauvres ne prévalant que dans huit régions sur dix –, la configuration de la croissance économique dans les villes est plutôt « riches » – notamment, dans les deux grandes agglomérations, Ouagadougou et Bobo-Dioulasso –, l'effet dû à l'inégalité ayant renforcé l'effet de croissance défavorable aux pauvres. Néanmoins, une appréhension ex ante du bien-être des ménages démontre que, pour l'ensemble de l'économie, une configuration pro-pauvres de la croissance prévaut surtout pour les groupes dont la pauvreté est imputable à une variation des dépenses – pauvres transitoires involutifs et évolutifs –, comparativement à ceux dont la pauvreté est expliquée par une faiblesse de ces dernières – pauvres durables –, et, semble-t-il, parmi les premiers, plus pour ceux qui sont en même temps vulnérables – pauvres transitoires involutifs. Cette situation semble également prédominer en milieu rural, alors que dans les villes l'existence d'un processus de « croissance pro-riches » ne semble démontré que pour des formes de pauvreté caractérisant des ménages qui sont en même temps vulnérables – pauvres durables et transitoires involutifs.

De telles conclusions pourraient questionner l'opportunité des politiques de lutte contre la pauvreté, fondées sur des indicateurs agrégés du bien-être des ménages ou des individus, une préoccupation centrale du « Cadre stratégique de lutte contre la pauvreté » en cours de révision.

## Références bibliographiques

- Bhalla, S. 2002. *Imagine There's No Country: Poverty, Inequality and Growth in the Era of Globalization*, Washington, Institute for International Economics.
- Bhagwati, J.N. 1988. « Poverty and Public Policy », *World Development*, 16 : 539-654.
- Banque mondiale 1990. *Rapport sur le développement dans le monde. La pauvreté*, Washington, Banque mondiale.
- Bigsten, A., Shimeles, A. 2003. *Prospects for 'Pro-Poor' Growth in Africa*, Göteborg, Department of Economics, Göteborg University.
- Chen, S, Ravallion, M. 2001. « How Did the World's Poorest Fare in the 1990s? », *Review of Income and Wealth*, 47 : 283-300.
- Chenery, H., Ahluwalia, M.S., Bell, C.L.G., Duloy, J.H., Jolly, R. 1974. *Redistribution with Growth*, London, Oxford Univeristy Press.
- Christiaensen, L., Demery, L., Paternostro, S. 2002. *Growth, Distribution and Poverty in Africa. Messages from the 1990s*, Washington, mimeo, Working Paper 2810, World Bank.
- Datt, G., Ravallion, M. 1992. « Growth and Redistribution Component of Changes in Poverty Measures: A Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1980s », *Journal of Development Economics*, 38 :275-85.
- Dollar, D., Kraay, A. 2000. *Growth is Good for the Poor*, Washington, mimeo, World Bank.
- Eastwood, R., Lipton, M. 2000. « Pro-poor Growth and Pro-growth Poverty Reduction: meaning, Evidence, and Policy Implications », *Asian Development Review*, 18 : 22-58.
- Foster, J., Székely, M. 2000. « How Good is Growth? », *Asian Development Review*, 18 : 59-73.
- International Forum on Globalization 2001. *Does Globalization Help the Poor? A Special Report*, San Francisco, International Forum on Globalization.
- Kakwani, N. 1990. *Testing for Significance of Poverty Differences, with Application to Côte d'Ivoire*, Washington, Lsms Working Papers n°62, World Bank.
- . 1993a. « On a Class of Poverty Measures », *Econometrica*, 48 : 437-446.

- . 1993b. « Poverty and Economic Growth with Application to Côte d'Ivoire », *Review of Income and Wealth*, 39 : 121-39.
- . 1993c. « On Measuring Growth and Inequality Components of Poverty with Application to Thailand », *Journal of Quantitative Economics*, (forthcoming).
- Kakwani, N., Subbarao, K. 1992. « Rural Poverty and its Alleviation in India: a Discussion », *Economic and Political Weekly*, March.
- Kakwani, N., Pernia, E. 2000. « What is Pro-poor Growth? », *Asian Development Review*, 18 : 1-16.
- Kakwani, N., Prakash, B., Son, H.H. 2000. « Economic Growth, Inequality and Poverty: An Introductory Essay », *Asian Development Bank*, 18 : 1-22.
- Kakwani, N., Khandker, S., Son, H.H. 2002. *Poverty Equivalent Growth Rate: with Applications to Korea and Thailand*, Washington, mimeo, World Bank.
- Kuznets, S. 1995. « Economic Growth and Income Inequality », *American Economic Review*, 45 : 1-28.
- Institut national de la statistique et de la démographie 1996a. *Analyse des résultats de l'enquête prioritaire sur les conditions de vie des ménages*, Ouagadougou, février, Institut national de la statistique et de la démographie.
- . 1996b. *Le profil de pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, février, Institut national de la statistique et de la démographie.
- Lachaud, J.-P. 1997. *Pauvreté, vulnérabilité et marché du travail au Burkina Faso*, Bordeaux, Série de recherche n°2, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- . 2001. *La dynamique de pauvreté au Burkina Faso : éléments d'analyse*, Ouagadougou, Programme des nations unies pour le développement.
- . 2003. *Dynamique de pauvreté, inégalité et urbanisation au Burkina Faso*, Pessac, Presses universitaires de Bordeaux.
- Li, H., Squire, L., Zou, H. 1998. « Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality », *Review of Development Economics*, 2 : 318-334.
- Lewis, W.A. 1954. « Economic Development with Unlimited Supplies of Labour », *Manchester School of Economics and Social Studies*, 22 : 139-91.
- Osmani, S.R. 2000. « Growth Strategies and Poverty Reduction », *Asian Development Review*, 18 : 85-130.
- Ravallion, M. 2002. « On the Urbanization of Poverty? », *Journal of Development Economics*, vol. 68, n°2, pp. 435-442.
- . 2003. *The Debate on Globalization, Poverty and Inequality: Why Measurement Matters*, Washington, mimeo, World Bank.
- Ravallion, M., Chen, S. 2002. *Measuring Pro-Poor Growth*, Washington, Working Paper 2666, World Bank.
- Son, H.,H. 2003. *A Note on Measuring Pro-Poor Growth*, Washington, mimeo, World Bank.
- Stewart, F., Streeten, P. 1971. « Conflicts between Output and Employment Objectives in Developing Countries », *Oxford Economic Papers*, 23 : 145-68.
- Thorbecke, E. 1973. « Le problème de l'emploi : évaluation critique de rapports du BIT concernant quatre pays », *Revue internationale du travail*, 107 : 439-448.
- UNCTAD 2002. *The Least Developed Countries Report*, Geneva, United Nations.
- United Nations Population Division 2002. *World Urbanization Prospects. The 2001 Revision*, New York, United Nations.
- White, H., Anderson, E. 2000. *Growth versus Distribution: Does the Pattern of Growth Matter?*, Brighton, mimeo, Institute of Development Studies, University of Sussex.

## Annexes

Tableau A1 : Stratification des ménages selon l'incidence de la pauvreté - en termes de ménages - et de la vulnérabilité - Burkina Faso 1994-98<sup>2</sup>

Paramètre	Dépenses/ tête/an (000 F.Cfa) <sup>3</sup>	Proportion de pauvres	Probabilité moyenne de vulnérabilité	Proportion de vulnérabilité élevée	Ensemble <sup>4</sup>	N
<b>Groupe</b>						
<b>1994-95 - Seuil de pauvreté = 41 099 F.Cfa par tête &amp; par an ; seuil de vulnérabilité : <math>p \geq 0,4</math></b>						
<b>Stratification agrégée<sup>1</sup></b>						
Pauvres	51,1	1,000	0,502	0,655	0,346	2975
Non pauvres	249,4	0,000	0,314	0,346	0,654	5621
Très vulnérables	99,6	0,500	0,618	1,000	0,453	3895
Faiblement vulnérables	248,0	0,218	0,182	0,000	0,547	4701
<b>Stratification désagrégée<sup>2</sup></b>						
(a) Pauvres durables	49,1	0,522	0,695	0,398	0,181	1552
(b) Pauvres transitoires & involutifs	52,0	0,133	0,451	0,102	0,046	397
(c) Pauvres transitoires & évolutifs	53,7	0,345	0,232	0,000	0,119	1025
(d) Non pauvres vulnérables & précaires	142,4	0,000	0,655	0,345	0,156	1345
(e) Non pauvres vulnérables	165,4	0,000	0,450	0,154	0,070	601
(f) Non pauvres	302,2	0,000	0,167	0,000	0,428	3676
<i>Total</i>	<i>180,8</i>	<i>1,000</i>	<i>0,379</i>	<i>1,000</i>	<i>1,000</i>	<i>8596</i>
N	8598	2974	8596	3895	8596	8596
<b>1998 - Seuil de pauvreté = 72 690 F.Cfa par tête &amp; par an ; seuil de vulnérabilité : <math>p \geq 0,4</math></b>						
<b>Stratification agrégée<sup>1</sup></b>						
Pauvres	51,4	1,000	0,521	0,695	0,345	2925
Non pauvres	238,2	0,000	0,346	0,419	0,655	5553
Très vulnérables	101,5	0,466	0,634	1,000	0,466	4361
Faiblement vulnérables	250,3	0,216	0,162	0,000	0,534	4117
<b>Stratification désagrégée<sup>2</sup></b>						
(a) Pauvres durables	50,8	0,576	0,701	0,387	0,199	1686
(b) Pauvres transitoires & involutifs	51,4	0,119	0,452	0,080	0,041	348
(c) Pauvres transitoires & évolutifs	52,6	0,305	0,207	0,000	0,105	891
(d) Non pauvres vulnérables & précaires	141,4	0,000	0,674	0,401	0,206	1749
(e) Non pauvres vulnérables	158,8	0,000	0,446	0,133	0,068	578
(f) Non pauvres	304,9	0,000	0,149	0,000	0,381	3226
<i>Total</i>	<i>173,8</i>	<i>1,000</i>	<i>0,406</i>	<i>1,000</i>	<i>1,000</i>	<i>8478</i>
N	8478	2925	8478	4361	8478	8478

(1) En ce qui concerne la stratification agrégée, voir le texte ; (2) Voir le texte pour les modalités de la stratification désagrégée ; (3) Les dépenses par tête sont évaluées aux prix de 1998, celles de 1994-95 ayant été déflatées par le rapport des lignes de pauvreté - 72690/41099 F.Cfa ; (4) La somme des pauvres et des non pauvres est égale à 1, de même que la somme des vulnérables et faiblement vulnérables.

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

**Tableau A2 : Evolution de l'incidence des formes de pauvreté - en termes de ménages - selon le milieu, et statistique  $\eta$  testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés - Burkina Faso 1994-98<sup>3</sup>**

Paramètres	1994-95			N <sup>2</sup>	1998			N <sup>2</sup>	1998/1994-95		
	Rural	Urbain	Total		Rural	Urbain	Total		Rural	Urbain	Total
<b>Groupes</b>											
<b>Pauvres</b>	FGT(0) (erreur type)				FGT(0) (erreur type)				$\eta^1$		
Pauvres durables	0,538 (0,012)	0,146 (0,083)	0,522 (0,013)	1552	0,589 (0,012)	0,401 (0,055)	0,576 (0,012)	1686	2,884*	2,554**	3,088*
Pauvres transitoires & involutifs	0,134 (0,017)	0,114 (0,084)	0,133 (0,017)	397	0,121 (0,018)	0,091 (0,067)	0,119 (0,017)	348	-0,520	-0,211	-0,575
Pauvres transitoires & évolutifs	0,328 (0,015)	0,740 (0,046)	0,345 (0,014)	1025	0,290 (0,016)	0,508 (0,050)	0,305 (0,015)	891	-1,706**	-3,416*	-1,868**
Contribution totale	1,000	1,000	1,000	-	1,000	1,000	1,000	-	-	-	-
Ensemble	0,411 (0,006)	0,074 (0,006)	0,346 (0,005)	-	0,416 (0,006)	0,103 (0,007)	0,345 (0,005)	-	0,589	3,050*	-0,072
Distribution	0,959	0,041	1,000	2974	0,993	0,067	1,000	2925	-	-	-
<b>Non pauvres</b>	Distribution (% ligne)				Distribution (% ligne)						
Non pauvres vulnérables précaires	0,311 (0,943)	0,050 (0,057)	0,239 (1,000)	1344	0,371 (0,815)	0,189 (0,185)	0,315 (1,000)	1749	-	-	-
Non pauvres vulnérables	0,124 (0,844)	0,061 (0,156)	0,107 (1,000)	601	0,130 (0,862)	0,047 (0,138)	0,104 (1,000)	578	-	-	-
Non pauvres	0,565 (0,626)	0,889 (0,374)	0,654 (1,000)	3676	0,499 (0,593)	0,765 (0,407)	0,581 (1,000)	3226	-	-	-
Distribution	1,000 (0,725)	1,000 (0,275)	- 1,000	- 5621	1,000 (0,619)	1,000 (0,309)	- 1,000	- 5553	-	-	-
<b>Distribution totale</b>	0,806	0,194	1,000	8595	0,774	0,226	1,000	8478	-	-	-

(1) Kakwani (1990) ; (2) Nombre de ménages de l'échantillon ; (3) Voir le texte pour les définitions.

Un (\*) et (\*\*) signifient que les écarts de pauvreté sont significatifs, respectivement, à moins 5% et 10%.

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

**Tableau A3 : Evolution de l'incidence des formes de pauvreté selon le milieu et les régions, et statistique  $\eta$  testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés – Burkina Faso 1994-98**

Paramètres	1994-95				1998				$\eta^1$							
	FGT(0) - (erreur type) <sup>3</sup>				N <sup>2</sup>	Ratio Vulnérabilité/pauvreté <sup>3</sup>	FGT(0) - (erreur type) <sup>3</sup>									
	Pauvres durables	Pauvres transitoires & involutifs	Pauvres transitoires & évolutifs	Ensemble			Pauvres durables	Pauvres transitoires & involutifs	Pauvres transitoires & évolutifs	Ensemble	N <sup>2</sup>	Ratio Vulnérabilité/pauvreté <sup>3</sup>				
<b>Urbain</b>																
Ouagadougou-Bobo	0,148 (0,118)	0,082 (0,173)	0,770 (0,061)	0,049 (0,006)	1239	1,81	0,193 (0,086)	0,083 (0,092)	0,725 (0,050)	0,086 (0,008)	1265	1,45	0,307	-0,507	-0,567	3,672*
Autres villes	0,145 (0,117)	0,145 (0,117)	0,710 (0,068)	0,144 (0,017)	429	1,48	0,659 (0,062)	0,102 (0,100)	0,239 (0,093)	0,135 (0,013)	650	3,93	3,869*	-0,278	-4,078*	-0,441
Ensemble urbain	0,146 (0,083)	0,114 (0,084)	0,740 (0,046)	0,074 (0,006)	1668	1,69	0,401 (0,055)	0,091 (0,067)	0,508 (0,050)	0,103 (0,007)	1915	2,55	2,554*	-0,211	-3,416*	3,050*
<b>Rural</b>																
Ouest	0,299 (0,051)	0,077 (0,058)	0,624 (0,037)	0,301 (0,015)	911	0,80	0,316 (0,056)	0,181 (0,062)	0,502 (0,048)	0,336 (0,019)	640	1,20	0,224	1,226	-2,009*	1,470
Nord-Ouest	0,481 (0,036)	0,174 (0,046)	0,345 (0,041)	0,398 (0,016)	997	1,25	0,469 (0,042)	0,125 (0,054)	0,406 (0,044)	0,429 (0,019)	706	1,19	-0,217	-0,695	1,015	1,270
Sahel	0,446 (0,050)	0,203 (0,060)	0,351 (0,054)	0,415 (0,021)	532	1,25	0,532 (0,050)	0,118 (0,069)	0,349 (0,059)	0,335 (0,020)	558	1,52	1,214	-0,931	-0,025	-2,731*
Est	0,624 (0,036)	0,193 (0,053)	0,183 (0,053)	0,498 (0,021)	583	1,46	0,724 (0,032)	0,099 (0,057)	0,176 (0,055)	0,398 (0,019)	681	1,79	2,080*	-1,205	-0,092	-3,564*
Sud-Ouest	0,506 (0,056)	0,120 (0,075)	0,373 (0,063)	0,364 (0,023)	434	1,47	0,586 (0,054)	0,158 (0,076)	0,274 (0,071)	0,377 (0,025)	385	1,57	0,795	0,356	-1,047	0,422
Centre-Nord	0,910 (0,020)	0,052 (0,064)	0,039 (0,065)	0,382 (0,020)	612	2,26	0,878 (0,020)	0,046 (0,056)	0,076 (0,055)	0,419 (0,018)	723	1,86	-1,139	-0,070	0,436	1,380
Centre-Ouest	0,593 (0,037)	0,124 (0,055)	0,283 (0,050)	0,414 (0,019)	698	1,45	0,687 (0,035)	0,115 (0,059)	0,198 (0,056)	0,384 (0,019)	657	1,58	1,827**	-0,111	-1,131	-1,165
Centre	0,169 (0,044)	0,160 (0,044)	0,670 (0,027)	0,400 (0,015)	1089	0,57	0,380 (0,037)	0,158 (0,044)	0,462 (0,035)	0,424 (0,015)	1043	1,01	3,672*	-0,032	-4,683*	1,132
Nord	0,850 (0,021)	0,072 (0,052)	0,078 (0,052)	0,638 (0,021)	543	1,34	0,851 (0,023)	0,057 (0,060)	0,092 (0,059)	0,550 (0,023)	477	1,54	0,032	-0,189	0,179	-2,870*
Centre-Est	0,728 (0,037)	0,149 (0,065)	0,124 (0,066)	0,380 (0,021)	529	1,88	0,545 (0,036)	0,153 (0,049)	0,303 (0,045)	0,501 (0,019)	693	1,13	-3,549*	0,049	2,245*	4,263*
Ensemble rural	0,538 (0,012)	0,134 (0,017)	0,328 (0,015)	0,411 (0,006)	6927	1,29	0,589 (0,012)	0,121 (0,018)	0,290 (0,016)	0,416 (0,006)	6563	1,41	2,884*	-0,520	-1,706**	0,589
Ensemble	0,522 (0,013)	0,133 (0,017)	0,345 (0,014)	0,346 (0,005)	8595	1,31	0,576 (0,012)	0,119 (0,017)	0,305 (0,015)	0,345 (0,005)	8478	1,49	3,088*	-0,575	-1,868*	-0,072

(1) Kakwani (1990) ; (2) Nombre de ménages de l'échantillon ; (3) Rapport du taux de vulnérabilité des ménages, pauvres et non pauvres – très vulnérables, c'est-à-dire ceux dont la probabilité de pauvreté est  $\geq 0,4$  – et de l'incidence de la pauvreté. Un (\*) et (\*\*) signifient que les écarts de pauvreté sont significatifs, respectivement, à moins 5% et 10%.  
Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 1998.