



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

**Document de travail**

DT/122/2006

**La mesure de la croissance pro-pauvres en Afrique :  
Espace de l'utilité ou des capacités ?  
Analyse comparative 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*

# La mesure de la croissance pro-pauvres en Afrique : Espace de l'utilité ou des capacités ? Analyse comparative appliquée au Burkina Faso

**Jean-Pierre Lachaud, Professeur**

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

## Résumé :

La recherche propose de contribuer au débat sur la croissance pro-pauvres, et présente une nouvelle évidence empirique pour le Burkina Faso, fondée à la fois sur l'espace de l'utilité et celui des capacités. Dans un premier temps, l'analyse comparative de la croissance pro-pauvres montre que les dimensions monétaire et non monétaire produisent des résultats très similaires, indépendamment des mesures « globales » ou « partielles » mises en oeuvre. Ainsi, au cours de la période 1994-2003, malgré une légère progression des privations en termes d'utilité et des capacités, la croissance économique *nationale* a été pro-pauvres, dans la mesure où les pauvres ont été proportionnellement moins affectés que les non pauvres par la baisse des dépenses et des capacités – une conclusion à nuancer selon le milieu. Corrélativement, au niveau national et dans le secteur rural, l'hypothèse d'une croissance monétaire pro-pauvres en termes *absolus* n'est pas vérifiée – contrairement à ce qu'indiquent d'autres études –, alors qu'un consensus semble prévaloir quant au caractère anti-pauvres de la croissance monétaire dans les villes, en termes absolus et relatifs. Ces divergences s'expliquent par des options méthodologiques différentes. Dans ces conditions, l'approche de la croissance pro-pauvres, *à la fois* par les capacités et l'utilité, peut susciter des questionnements additionnels quant aux méthodologies utilisées lors de la quête de la dynamique du progrès social, et relativiser les conclusions de certaines études. Dans un second temps, cette approche duale de la croissance pro-pauvres permet de tester la robustesse de quelques relations postulées entre la pauvreté, la croissance économique et l'inégalité. A cet égard, l'analyse comparative, mobilisant l'économétrie spatiale, vérifie deux faits stylisés. D'une part, l'élasticité provinciale de la pauvreté monétaire ou des capacités, par rapport à l'indicateur de bien-être approprié, est d'autant plus faible que l'indice de Gini *initial* (monétaire ou non monétaire) est élevé. De plus, la relative faiblesse des élasticité de pauvreté monétaire et non monétaire, dans les provinces relativement sensibles aux conditions climatiques ou les plus urbanisées, est susceptible de réduire les risques de l'environnement macro-économique instable. D'autre part, alors que l'évolution de l'indicateur de bien-être est un déterminant décisif de la variation de la pauvreté au cours de la période, les changements de la distribution des dépenses et des capacités constituent également un facteur important. Par ailleurs, l'analyse comparative montre que l'effet de la croissance sur la réduction de la pauvreté, monétaire ou non monétaire, est plus fort lorsque le niveau *initial* de développement est élevé. En définitive, l'approche de la croissance pro-pauvres en termes des capacités peut concourir non seulement à vérifier la robustesse de la dynamique stipulée du processus de croissance économique monétaire, mais également à appréhender ce dernier en l'absence d'informations fiables sur les conditions de vie monétaires des ménages.

## **Abstract : Measuring Pro-Poor Growth in Africa: Utility or Capabilities Space? Comparative Analysis Applied to Burkina Faso**

The research proposes to contribute to the debate on pro-poor growth, and presents a new empirical evidence for Burkina Faso, based at the same time on the spaces of utility and capabilities. Firstly, the comparative analysis of pro-poor growth shows that the monetary and non-monetary dimensions produce very similar results, independently of the implementations of « partial » or « full approach » measures. Thus, over the period 1994-2003, in spite of a small increase of poverty in terms of utility and capabilities, the *national* economic growth was pro-poor, insofar as the poor were proportionally less affected than the non-poor by the fall of the expenditures and capabilities – a conclusion to be moderated according to areas. Correlatively, at the national level and in the rural sector, the assumption of a monetary pro-poor growth in *absolute* terms is not checked – contrary to what certain studies have indicated –, whereas a consensus seems to prevail as for the anti-poor monetary growth in the cities, in absolute and relative terms. These divergences are explained by different methodological options. In this context, the approach of pro-poor growth, *at the same time* by the capabilities and utility, can cause additional questioning as for the methodologies implemented at the time of the quest of the dynamics of social progress, and relativize the conclusions of some studies. Secondly, this dual approach of pro-poor growth makes it possible to test the robustness of certain postulated relations between poverty, economic growth and inequality. In this respect, the comparative analysis, mobilizing spatial econometrics, confirms two stylized facts. On the one hand, the provincial growth-elasticity of monetary or capabilities poverty is much lower when the *initial* index Gini (monetary or non-monetary) is high. Moreover, the relative lowness of growth-elasticities of monetary and non-monetary poverty, in the provinces relatively sensitive to climatic conditions or the most urbanized, is likely to reduce the risks of the unstable macroeconomic environment. In addition, whereas the evolution of the welfare indicator is an important determinant of the variation of poverty during the period, the changes of the expenditures and capabilities' distribution also constitute a significant factor. Moreover, the comparative analysis shows that the effect of the growth on monetary or non-monetary poverty reduction, is stronger when the *initial* level of development is high. Ultimately, the approach of pro-poor growth in terms of capabilities can contribute not only to check the robustness of the stipulated dynamics of the process of monetary economic growth, but also to have a good proxy of this last in the absence of reliable information on the monetary living standard of households.

**Mots-clés :** Pauvreté monétaire; Pauvreté non monétaire ; Capacités ; Analyse en composantes principales non linéaire ; Croissance pro-pauvres ; Econométrie spatiale ; Burkina Faso

**Keywords :** Monetary Poverty; Non-Monetary Poverty; Capabilities; Categorical Principal Components Analysis; Pro-Poor Growth; Spatial Econometrics; Burkina Faso

**JEL classification :** I12, I32

## Sommaire

<b>1.</b>	<b>Introduction</b> .....	<b>1</b>
<b>2.</b>	<b>Le contexte</b> .....	<b>2</b>
	1. <i>Environnement macro-économique favorable et précarité du développement humain</i> .....	2
	2. <i>L'insaisissable dynamique de pauvreté monétaire</i> .....	3
<b>3.</b>	<b>Concepts et méthode</b> .....	<b>5</b>
	1. <i>L'appréhension des « capacités » : analyse en composantes principales</i> .....	6
	2. <i>Les indicateurs de croissance pro-pauvres</i> .....	8
	3. <i>Modélisation économétrique spatiale</i> .....	9
<b>4.</b>	<b>Les dimensions de la croissance « pro-pauvres »</b> .....	<b>11</b>
	1. <i>L'approche monétaire</i> .....	11
	2. <i>L'approche non monétaire</i> .....	14
<b>5.</b>	<b>Croissance « pro-pauvres » et inégalité</b> .....	<b>15</b>
	1. <i>Pauvreté et inégalité initiale</i> .....	15
	2. <i>Pauvreté, distribution et développement initial</i> .....	18
<b>6.</b>	<b>Conclusion</b> .....	<b>19</b>
	<i>Références bibliographiques</i> .....	<b>21</b>
	<i>Annexes</i> .....	<b>25</b>

## 1. Introduction

Dans les pays en développement, un large accord subsiste parmi les responsables politiques et les institutions internationales quant à l'opportunité de l'objectif de réduction de la pauvreté. Cette attitude constitue un progrès considérable par rapport à la conception quantitative du développement des années 1950 et 1960, où le processus de « diffusion » de la croissance économique était considéré comme un élément clé des stratégies du développement. La progression du produit national brut était censée assurer la réalisation d'autres objectifs, tels que la promotion de l'emploi, une répartition plus équitable des revenus, et une réduction de la pauvreté. Ainsi, selon Lewis (1954), « le fait central du développement économique est l'accumulation du capital », et, s'il y avait une possibilité de conflit entre différents objectifs, l'importance attribuée au produit national brut était capitale (Stewart, Streeten, 1971). Or, dès la fin des années 1960, l'accélération de la croissance économique n'apparaissait plus suffisante pour réaliser le développement économique et social. Ce point a été admirablement souligné par Seers (1970) : « 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 ». D'ailleurs, la simultanéité d'une croissance économique rapide et d'une augmentation de la pauvreté était évoquée. 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).

A partir des années 1990, le débat quant aux relations qui prévalent entre la croissance économique, l'inégalité et la pauvreté s'est à nouveau animé – notamment, dans le contexte de la globalisation –, en mettant en évidence un assez fort désaccord quant à la dynamique effective du progrès social<sup>1</sup>, principalement imputable à des approches conceptuelles et méthodologiques différentes<sup>2</sup>. En même temps, la reconnaissance progressive de la prééminence du *processus* de croissance économique en termes d'impact sur la pauvreté et l'inégalité, par rapport au *rythme* de création des richesses, a été à l'origine d'une controverse au sujet de la signification d'une « croissance pro-pauvres ». D'un côté, la croissance économique est « pro-pauvres » si, et seulement si, elle bénéficie aux pauvres en termes absolus – même si elle est accompagnée d'une aggravation de l'inégalité des revenus –, le critère d'évaluation étant seulement le taux de variation de la pauvreté (Ravallion, Chen, 2003). D'un autre côté, une définition de la croissance pro-pauvres doit mettre l'accent à la fois sur la réduction de la pauvreté et de l'inégalité, en termes relatifs – les pauvres bénéficient proportionnellement plus de la croissance que les non pauvres – ou absolus – les pauvres reçoivent des avantages absolus au moins égaux à ceux des non pauvres (Kakwani, Pernia, 2000 ; Kakwani, Khandker, Son, 2002, 2004)<sup>3</sup>. En fait, ces deux approches sont étroitement reliées, et Ravallion fait observer que la question centrale n'est pas de savoir si la croissance économique *est* pro-pauvres, mais qu'elle est l'*ampleur* de l'effet global du processus de croissance sur la pauvreté (Ravallion, 2004b)<sup>4</sup>.

En réalité, tandis que la quête du « Saint-Graal » se poursuit (Grinspun, 2004 ; Lopez, 2004a, 2004b, 2005 ; Lopez, Serven, 2004)<sup>5</sup>, le débat sur la croissance pro-pauvres semble quasi-exclusivement mené en termes *monétaires*<sup>6</sup>, et fait l'économie de l'ambivalence des investigations récentes de la pauvreté, notamment en

---

<sup>1</sup> 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, 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, Kraay 2000).

<sup>2</sup> Milanovic (2005) montre que, depuis 1950, l'inégalité inter-pays – l'unité d'observation est le revenu moyen du pays – a augmenté, tandis que l'inégalité internationale – le revenu moyen du pays est pondéré par la population – a décliné. De même, l'étude d'Atkinson et Brandolini (2004) révèle que l'inégalité internationale en termes *absolus* a augmenté entre 1970 et 2000, contrairement à l'inégalité *relative*. Enfin, sur une très longue période – 1820-1992 –, Bourguignon et Morrisson (2002) montrent que l'inégalité globale – l'unité d'observation est le revenu de l'individu – s'est élevée. L'impact des différences conceptuelles et méthodologiques sur l'appréhension de la dynamique de pauvreté et d'inégalité est examiné par Ravallion (2003, 2004a).

<sup>3</sup> Kakwani, Khandker, Son (2002, 2004) utilisent le « taux de croissance d'équivalent pauvreté » qui tient compte à la fois de l'ampleur de la croissance économique et de la distribution des bénéfices de cette dernière entre les pauvres et les non pauvres. Par ailleurs, ils présentent d'autres critères de classification des définitions, examinées ultérieurement.

<sup>4</sup> En d'autres termes, la définition de Ravallion met l'accent sur une croissance économique corrigée de la distribution, tandis que Kakwani cible surtout les effets de la distribution des revenus.

<sup>5</sup> Selon Osmani (2005), une possibilité de réconciliation des deux approches est de considérer la croissance pro-pauvres comme celle qui réduit à la fois la pauvreté et l'inégalité.

<sup>6</sup> L'étude récente de Klasen (2005) sur la Bolivie semble faire exception, mais l'optique d'analyse est spécifique et, surtout, le type de données utilisées (EDS), ainsi que certaines options analytiques, peuvent poser problème.

Afrique. En effet, alors que depuis plus d'une décennie des progrès substantiels ont été réalisés en matière de collecte des statistiques sociales dans ce continent, les données disponibles, nécessaires à l'appréhension de la *dynamique* des états sociaux, les hypothèses théoriques sous-jacentes et les méthodes d'analyse mises en oeuvre, susceptibles de rehausser la mise en valeur des nouvelles informations, fragilisent parfois les conclusions avancées. En particulier, le choix de la dimension par laquelle la pauvreté doit être appréhendée fait l'objet d'un débat théorique, impliquant une conceptualisation du bien-être, et, nécessairement, des approches théoriques différentes. En d'autres termes, si l'appréhension de la croissance pro-pauvres en termes monétaires est un élément essentiel quant à la définition des politiques de réduction de la pauvreté et du développement humain, elle peut, en même temps, produire des informations partielles – occultation de dimensions majeures du véritable processus de croissance et/ou impossibilité de vérifier l'absence de conséquences dans la pratique des divergences théoriques entre l'espace de l'utilité et celui des capacités – ou incertaines – faible robustesse des comparaisons des indicateurs monétaires du niveau de vie. Paradoxalement, ce point de vue est peu évoqué dans la littérature, et la préférence quant à l'amélioration de la qualité des agrégats des enquêtes ou des comptes nationaux est clairement exprimée (Ravallion, 2004a, 2005b)<sup>7</sup>.

La présente étude s'inscrit dans cette perspective, et propose une approche comparative de la croissance pro-pauvres au Burkina Faso, au cours de la période relativement longue de 1994-2003, à la fois en termes *monétaire* et *non monétaire*. A cette fin, la recherche mobilise les informations des enquêtes prioritaires auprès des ménages de 1994-95, 1998 et 2003. Après avoir spécifié le contexte dans la deuxième partie, la méthode d'analyse est exposée dans la troisième partie. La quatrième partie présente une analyse comparative des dimensions de la croissance pro-pauvres, tandis que dans la cinquième partie une approche économétrique spatiale met en évidence le rôle de l'inégalité monétaire et non monétaire dans la dynamique du bien-être.

## 2. Le contexte

La recherche appelle, au préalable, une présentation du contexte macro-économique, une description des informations disponibles sur la pauvreté, et une évaluation de la dynamique des privations.

### 1. Environnement macro-économique favorable et précarité du développement humain

Le Burkina Faso, pays enclavé et faiblement urbanisé<sup>8</sup>, situé dans une zone de transition entre la région soudano-guinéenne et le Sahel, avait en 2004 un revenu national brut par habitant de 360 dollars U.S. (World Bank, 2005a). La précarité des ressources naturelles, leur dégradation, la prédominance de technologies arriérées, et les aléas naturels expliquent la vulnérabilité structurelle de l'agriculture, alors que près de 80 pour cent de la population vit dans les zones rurales. Par ailleurs, la volonté de mettre en œuvre une stratégie d'industrialisation, basée sur la substitution des importations ou l'exploitation minière, a été freinée par l'enclavement, la faiblesse du marché interne, l'insuffisance du capital humain, l'inadaptation des technologies, l'inefficacité du contexte institutionnel et législatif, et l'absence de gisements de minerais connus. De ce fait, le processus de développement de cette « économie à faible revenu » demeure encore fortement axé autour de trois principaux éléments : (i) le développement des cultures de rente – en particulier, le coton et l'arachide – et vivrières ; (ii) les exportations de bétail vers les pays de la région, et ; (iii) un courant important d'émigration vers les pays limitrophes – bien que fortement ralenti par la crise ivoirienne<sup>9</sup> –, permettant de contenir une croissance démographique rapide – 2,4 pour cent –, tout en assurant au pays des ressources financières importantes.

Malgré les dimensions positives du nouveau cheminement du développement des années 1980, le début de la décennie 1990 a été encore marqué par des déséquilibres internes et externes, un faible dynamisme du potentiel productif, et un progrès social mitigé. Ce contexte a conduit à la mise en œuvre des programmes d'ajustement structurel au début des années 1990<sup>10</sup>, susceptibles de renforcer les piliers du développement.

<sup>7</sup> Ravallion (2005b) souligne cependant que les erreurs de mesures des enquêtes et les incertitudes quant à leur comparabilité peuvent expliquer, en partie, l'absence de corrélation souvent constatée entre les variations des revenus et de l'inégalité.

<sup>8</sup> 18,2 pour cent en 2003.

<sup>9</sup> Depuis 1997, les événements de Côte d'Ivoire ont freiné considérablement les envois de fonds. Par ailleurs, l'aggravation de l'instabilité politique en Côte d'Ivoire, au cours du second semestre de 2002, a contribué à accélérer le retour des migrants burkinabè de ce pays, et à accentuer la pauvreté et le chômage au Burkina Faso (Lachaud, 2005b).

<sup>10</sup> Réforme fiscale, limitation des dépenses de l'Etat, notamment la masse salariale, dévaluation, réformes structurelles concernant le secteur public et le système bancaire.

Effectivement, le produit intérieur brut a augmenté de 5,1 pour cent en moyenne entre 1991 et 2001, contre 3 pour cent au cours de la période 1980-93 (World Bank, 2003). Ainsi, à la fin des années 1990, les effets de la dévaluation semblaient maîtrisés, tandis que l'agriculture – notamment les produits d'exportation non traditionnels – et l'élevage ont retrouvé un certain dynamisme. Certes, au début du nouveau millénaire, plusieurs événements ont contrarié le processus de croissance : baisse de la production de coton et de céréales due à la sécheresse ; augmentation du prix des produits pétroliers ; diminution des envois de fonds ; retour de nombreux ressortissants burkinabè. De ce fait, l'année 2000 a été caractérisée par une moindre croissance du produit intérieur brut – 1,1 pour cent –, et une détérioration du déficit de la balance des paiements (UEMOA, 2003). Cependant, en 2001, en dépit de la conjoncture internationale défavorable, de la baisse des prix des matières premières et de l'ampleur des chocs survenus en 2000, la poursuite du programme de réformes et les meilleures performances de l'agriculture – notamment, la production de coton, consécutivement à une bonne pluviométrie – ont engendré une augmentation du produit intérieur brut de 6,1 pour cent, et une réduction du déficit externe. Dans ces conditions, le produit intérieur brut a augmenté annuellement de 4,5 pour cent au cours de la période 1994-2004, ce qui, compte tenu de la croissance démographique, a induit une progression des richesses réelles per capita de 2,0 pour cent par an – contre 0,8 pour cent entre 1984 et 1994 – (World Bank, 2005a).

En réalité, le nouveau cheminement de l'économie burkinabè ne paraît pas avoir profondément modifié la dimension sociale du développement. Le Burkina Faso demeure encore un pays à très faible développement humain. En 2003, l'Indicateur de développement humain n'était que de 0,317 – ce qui correspondait à une espérance de vie à la naissance de 47,5 ans, à un taux d'alphabétisation des adultes de 12,5 pour cent et à un taux de scolarisation, tous niveaux confondus, de 24,0 pour cent –, tandis que les taux de pauvreté humaine, de mortalité infanto-juvénile et de retard de croissance des enfants de moins de 5 ans s'élevaient, respectivement, à 64,2 pour cent, 207 pour mille, et 34,0 pour cent (UNDP, 2005). Par ailleurs, en 2003, l'incidence de la pauvreté monétaire parmi les individus était de 46,4 pour cent – 52,3 et 19,9 pour cent, respectivement, en milieu rural et urbain (INSD, 2004).

## 2. L'insaisissable dynamique de pauvreté monétaire

L'examen du caractère pro-pauvres de la croissance économique suppose la disponibilité d'informations inhérentes au niveau de vie. Au Burkina Faso, de nombreux instruments d'investigation de la pauvreté, utiles pour le ciblage et l'évaluation des politiques, et le pilotage des interventions spécifiques du CSLP – élaboré en 2000 –, ont été mis en oeuvre au cours des quinze dernières années, tant en ce qui concerne l'espace de l'utilité que celui des capacités. Tout d'abord, trois enquêtes auprès des ménages de type prioritaires – 1994-95, 1998 et 2003 –, ayant une portée nationale et fondées sur des échantillons importants<sup>11</sup>, permettent d'obtenir des informations détaillées, en particulier sur les dépenses et les actifs des ménages – et, dans une moindre mesure, sur les revenus –, tandis que trois enquêtes démographiques et de santé – 1992-93, 1998-99 et 2003 – contribuent à mieux connaître les indicateurs démographiques et sanitaires des enfants et des mères<sup>12</sup>. Ensuite, les statistiques administratives et les indicateurs sociaux constituent une information potentiellement abondante – éducation, santé, emploi. Enfin, d'autres instruments plus légers ont été mis en oeuvre afin d'obtenir des résultats rapides et ciblés pour certains groupes de la population, en particulier en milieu urbain – enquêtes sur l'emploi de 1992 et de 2001 à Ouagadougou –, alors que des investigations qualitatives ont permis d'obtenir une expression de la pauvreté par les individus eux-mêmes (Bere, 2003).

En dépit de cette collecte croissante d'informations sur le niveau de vie de la population, les comparaisons de pauvreté monétaire au cours de la période 1994-2003 demeurent fragiles, voire contradictoires. Le tableau 1 (partie haute) met en évidence des dynamiques divergentes de la pauvreté monétaire. D'une part, les analyses de l'Institut national de la statistique et de la démographie (INSD, 1996, 2000, 2004), et plusieurs recherches spécifiques (Lachaud, 2001, 2003b, 2005a), ont montré que l'incidence de la pauvreté monétaire avait significativement *augmenté* entre 1994 et 2003. D'autre part, certaines investigations suggèrent une *baisse* de la pauvreté monétaire, non seulement entre 1998 et 2003 (Tesliuc, 2004), mais aussi au cours de la période 1994-2003 (Grimm, Günther, 2005). Ces résultats divergents ont conduit l'auteur, dans une étude récente, à formuler plusieurs questionnements, susceptibles de clarifier cette dynamique contrastée de la pauvreté monétaire, ainsi qu'une approche fondée sur les capacités (Lachaud, 2005a). A cet égard, quatre éléments

---

<sup>11</sup> Les enquêtes prioritaires de 1994, 1998 et 2003 comportent entre 8 500 et 9 000 ménages, pour une population de près de 12 millions d'habitants en 2003.

<sup>12</sup> Bien que les enquêtes démographiques et de santé ne collectent pas d'informations sur les dépenses ou les revenus des ménages, la génération d'un indice d'actifs constitue une alternative intéressante pour la détermination du niveau de vie des familles.

**Tableau 1 : Principales mesures de la pauvreté selon le milieu – Burkina Faso 1994, 1998 et 2003<sup>1</sup>**

Année/indicateur	1994			1998			2003			$\eta$ 2003/1994 <sup>2</sup>		
	Incidence - $\alpha=0$	Intensité - $\alpha=1$	Inégalité - $\alpha=2$	Incidence - $\alpha=0$	Intensité - $\alpha=1$	Inégalité - $\alpha=2$	Incidence - $\alpha=0$	Intensité - $\alpha=1$	Inégalité - $\alpha=2$	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
<b>Pauvreté monétaire : dépenses totales par tête (individus)</b>												
<b>INSD (1996, 2000, 2004) ; Lachaud (2001, 2003b)<sup>3</sup></b>												
Ensemble	0,445	0,139	0,060	0,453	0,137	0,059	0,464	0,156	0,071	2,508*	5,285**	5,948**
Rural	0,510	0,161	0,070	0,510	0,157	0,068	0,523	0,179	0,082	1,417	4,719**	5,627**
Urbain	0,104	0,025	0,009	0,165	0,040	0,015	0,199	0,055	0,022	7,315**	6,956**	5,806**
<b>Grimm, Günther (2004, 2005)<sup>4</sup></b>												
Ensemble	0,555	0,209	0,100	0,618	0,229	0,110	0,472	0,160	0,073	- <sup>6</sup>	- <sup>6</sup>	- <sup>6</sup>
Rural	0,634	0,241	0,117	0,687	0,258	0,125	0,533	0,183	0,083	- <sup>6</sup>	- <sup>6</sup>	- <sup>6</sup>
Urbain	0,147	0,039	0,015	0,273	0,083	0,035	0,203	0,057	0,023	- <sup>6</sup>	- <sup>6</sup>	- <sup>6</sup>
<b>Auteur (2005a)<sup>5</sup></b>												
Ensemble	0,450	0,142	0,061	0,550	0,188	0,086	0,464	0,156	0,071	1,837	4,491**	5,274**
Rural	0,516	0,164	0,071	0,613	0,213	0,098	0,523	0,179	0,082	0,750	3,967**	4,959**
Urbain	0,106	0,026	0,001	0,234	0,062	0,025	0,199	0,055	0,022	7,120*	6,777**	5,625**
<b>Pauvreté monétaire : sous-ensemble des dépenses par tête (individus)</b>												
<b>Tesliuc (2004)<sup>8</sup></b>												
Ensemble	- <sup>7</sup>	- <sup>7</sup>	- <sup>7</sup>	0,546	0,183	0,082	0,464	0,153	0,068	- <sup>6</sup>	- <sup>6</sup>	- <sup>6</sup>
Rural	- <sup>7</sup>	- <sup>7</sup>	- <sup>7</sup>	0,611	0,208	0,094	0,524	0,176	0,079	- <sup>6</sup>	- <sup>6</sup>	- <sup>6</sup>
Urbain	- <sup>7</sup>	- <sup>7</sup>	- <sup>7</sup>	0,224	0,057	0,022	0,192	0,051	0,019	- <sup>6</sup>	- <sup>6</sup>	- <sup>6</sup>
<b>Pauvreté non monétaire : ligne de pauvreté = 40<sup>e</sup> percentile de l'indice d'actifs de 1994 (ménages)</b>												
<b>Lachaud (2005a)<sup>9</sup></b>												
Ensemble	0,400	0,067	0,016	0,408	0,075	0,020	0,411	0,071	0,018	1,464	2,472*	3,788*
Rural	0,489	0,082	0,020	0,516	0,095	0,026	0,509	0,088	0,023	2,257*	3,018**	4,207*
Urbain	0,029	0,004	0,001	0,033	0,004	0,001	0,037	0,006	0,001	1,383	1,721	1,601

(1) Indices de la classe Foster, Greer et Thorbecke. Les erreurs types ne sont pas indiquées ; (2) Kakwani (1990). Une (\*) et (\*\*) signifient que les écarts de pauvreté sont significatifs, respectivement, à 5 pour cent – 1,96 – et 1 pour cent – 2,58 ; (3) Les lignes de pauvreté sont de 41 099, 72 690 et 82672 F.Cfa par tête et par an, respectivement, en 1994, 1998 et 2003 ; (4) Les lignes de pauvreté sont de 53 219, 82 885 et 82 672 F.Cfa par tête et par an, respectivement, en 1994, 1998 et 2003 ; (5) Estimation fondée sur une évaluation non paramétrique haute. Les lignes de pauvreté, calibrées par rapport à celles de l'INSD, sont de 41 425, 73 799 et 82 672 F.Cfa par tête et par an, respectivement, en 1994, 1998 et 2003 ; (6) Non indiqué ; (7) Non concerné ; (8) Le seuil de pauvreté est déterminé de manière endogène, et s'élève à 72 100 F.Cfa en prix de juin 2003 à Ouagadougou ; (9) L'indice des actifs est élaboré à partir d'une analyse en composantes principales non linéaire, fondée sur des actifs physiques, humains et sociaux des ménages. La référence au 25<sup>e</sup> percentile n'est pas affichée. Voir le texte et Lachaud (2005a).

Source : Lachaud (2005a).

d'analyse ont été mis en évidence.

Premièrement, la légitimité d'une approche macro-économique de la pauvreté par rapport à une investigation micro-économique doit être questionnée, et la richesse de l'expérience indienne, ainsi que la configuration de l'économie burkinabè, mettent en évidence de solides arguments montrant que l'introduction d'un facteur de correction, uniforme dans l'espace, de 12,5 pour cent en 1998 (Tesliuc, 2004), pour contrôler de la validité des dépenses des enquêtes par la consommation privée moyenne des comptes nationaux, est un rafistolage théoriquement et empiriquement non fondé. Un argument implicitement comparable prévaut lorsqu'il est fait référence au « paradoxe de croissance-pauvreté Burkinabè » pour signifier « qu'en dépit des bonnes performances macro-économiques [entre 1994 et 2003], la pauvreté n'a pas diminué, mais stagné à un niveau d'environ 45 pour cent », sans que « l'inégalité s'accroisse au cours de la période observée », (Grimm, Günther, 2005, p.5). Or, un biais est possible, puisque les ressources dont la distribution est mesurée dans les enquêtes diffère de celles qui sont sous-jacentes aux comptes nationaux. En effet, les éléments englobés par ces derniers, et omis par les enquêtes, ne sont pas intégrés dans la mesure de la distribution des ressources des enquêtes. De ce fait, s'ils évoluent différemment selon le niveau de vie, notamment en faveur des plus riches, la distribution des dépenses des enquêtes, appliquée à la consommation nationale, comporte un biais. Il se peut même que l'augmentation des inégalités induise un écart croissant entre les agrégats macro et micro-économiques<sup>13</sup>. Ce genre d'argument relativise la portée du « paradoxe burkinabè ».

Deuxièmement, dans le cas du Burkina Faso, la stabilité de l'indicateur de bien-être – dépenses des ménages – entre 1994 et 2003 est incertaine, compte tenu des changements intervenus par rapport au moment des enquêtes, à la période de référence pour la collecte des informations, et à la variation du nombre des produits. Dans ces conditions, la robustesse des comparaisons de bien-être dans le temps demeure ambivalente, et l'éventualité d'une compensation des effets dus à la variation de la méthodologie du questionnaire sur l'indicateur de bien-être n'est pas assurée.

Troisièmement, la révision des lignes de pauvreté est un processus risqué, dans la mesure où les informations disponibles ne sont pas suffisantes pour construire des seuils de privations rigoureusement fondés sur la méthode du coût des besoins de base. D'une part, l'élaboration d'un nouvel indicateur partiel de la

<sup>13</sup>Des revenus élevés ont plus de chance de figurer dans les comptes nationaux que dans les enquêtes.

consommation des ménages génère, certes, une baisse de la pauvreté entre 1998 et 2003 (Tesliuc, 2004) – inversant la tendance officielle –, mais ce résultat ne s'explique que par la suppression du facteur de correction introduit en 1998. D'autre part, l'approche consistant à utiliser un panier de biens constant – 2003 –, auquel les variations correspondantes de prix sont appliquées (Grimm, Günther, 2005), suscite plusieurs interrogations quant aux hypothèses implicites : (i) proportionnalité des variations des prix dans le temps par rapport à celles qui sont observées à Ouagadougou ; (ii) absence de différentiel de structure de consommation entre les milieux rural et urbain ; (iii) absence de variations des prix relatifs dans le temps et dans l'espace, et d'influence de l'urbanisation, interdisant la présence d'effets de substitution pour les ménages, alors que l'analyse montre une instabilité de la fonction d'Engel. Pour ces raisons, l'auteur a proposé une nouvelle évaluation des seuils de pauvreté par la méthode du coût des besoins de base, fondée sur des estimations non paramétriques et paramétriques, les lignes de pauvreté alimentaires de l'INSD étant considérées comme données. Elle met en évidence une augmentation, statistiquement significative en termes cardinal et ordinal, de la pauvreté monétaire globale entre 1994 et 2003 – la dynamique étant configurée selon une courbe en U renversé avec la prise en compte de 1998 –, bien que le différentiel des *ratios* des privations ne soit pas statistiquement significatif (tableau 1).

Quatrièmement, recourir aux indicateurs non monétaires *partiels* pour justifier telle ou telle dynamique de pauvreté monétaire est une option incertaine, compte tenu de leur caractère fragmentaire, et peut même être contre-productif. Peut-on admettre l'existence d'une cohérence entre l'évolution des indicateurs monétaire et non monétaire des privations lorsque, par exemple, le ratio de pauvreté en milieu rural décline de 10 points de pourcentage entre 1994 et 2003, tandis que la proportion d'enfants scolarisés de 6-12 dans les zones rurales diminue en même temps de près de cinq points de pourcentage ?

Ces observations ont conduit l'auteur à tester la dynamique des privations en utilisant un ensemble d'indicateurs non monétaires des ménages : la possession d'actifs physiques au niveau des familles, l'ampleur du capital humain en termes d'éducation, relatif au chef de ménage et aux membres du groupe, et les ressources sociales appréhendées par les envois de fonds nationaux et étrangers. La construction de cet indicateur est explicitée ci-après. Dans ce contexte, deux approches ont été mises en oeuvre : l'une fondée sur une analyse en composantes principales non linéaire, l'autre par rapport à une mesure micro-multidimensionnelle de la pauvreté en termes des capacités. La principale conclusion qui se dégage de la recherche est une légère augmentation – voire une relative stabilité – de la pauvreté au cours de la période 1994-2003. Par exemple, l'analyse en composantes principales suggère, au niveau national, une stabilité, statistiquement significative, du *ratio de la pauvreté non monétaire*, quels que soient les seuils de référence – 25<sup>e</sup> et 40<sup>e</sup> percentiles. Toutefois, compte tenu de l'augmentation de l'intensité et de l'inégalité des privations au cours de la période – tableau 1 (partie basse) –, les mesures *ordinales* de la pauvreté non monétaire – test de dominance stochastique de deuxième ordre<sup>14</sup> – mettent en lumière une dynamique en U renversé de cette dernière : *la pauvreté globale non monétaire est supérieure en 2003 par rapport à 1994*, mais le niveau de 1998 est plus élevé que celui de 1994.

Ainsi, les approches non monétaires de la pauvreté ne confirment pas le déclin de cette dernière en termes monétaires entre 1994 et 2003, suggéré par de récentes études. Elles sont plutôt cohérentes avec les estimations qui ont été faites à l'aide des nouvelles évaluations des lignes de pauvreté, et s'inscrivent dans la tendance générale indiquée par l'INSD, sauf en ce qui concerne l'année 1998. De tels résultats questionnent sérieusement la robustesse de la mesure habituelle de la croissance pro-pauvres.

### 3. Concepts et méthode

Le contexte précédemment décrit suggère de tester la mesure de la croissance pro-pauvres en comparant les approches fondées sur les espaces de l'utilité et des capacités. Cette option analytique implique des choix méthodologiques quant à la possibilité de rendre opérationnelle la pensée de A. Sen. Par ailleurs, indépendamment de la dimension du bien-être utilisée, les indicateurs de croissance pro-pauvres doivent être spécifiés. Enfin, compte tenu des contraintes en termes d'informations en Afrique, en général, et au Burkina Faso, en particulier, l'étude propose une approche économétrique spatiale, susceptible de mieux spécifier le rôle de l'inégalité dans la dynamique de pauvreté. Ces trois éléments méthodologiques sont successivement présentés.

<sup>14</sup> Le test n'est pas reproduit.



## 1. L'appréhension des « capacités » : analyse en composantes principales

Au cours des vingt cinq dernières années, le débat relatif à la pauvreté dans les pays en développement s'est considérablement amplifié, et fait apparaître deux options fondamentales quant au cadre de mesure des privations des individus ou des ménages<sup>15</sup>. D'un côté, l'approche de l'utilité stipule qu'il existe des fondements théoriques suffisants pour considérer que les dépenses des ménages sont une bonne approximation du bien-être pour l'analyse de la pauvreté – l'utilité n'étant jamais observable directement<sup>16</sup>. Dans ces conditions, les dépenses ou les revenus des ménages constituant des instruments de réalisation du bien-être, il est possible d'assimiler l'insuffisance des ressources à la pauvreté, cette dernière reflétant à la fois la faiblesse quantitative et la précarité des rendements des actifs physiques, humains, sociaux et naturels. Toutes les études consacrées à la mesure de la croissance pro-pauvres semblent se situer dans cet espace. D'un autre côté, la pauvreté peut être considérée comme une privation de droits, une situation à l'origine d'un manque de capacités fonctionnelles élémentaires pour atteindre certains minima acceptables, le bien-être étant fonction à la fois de la disponibilité des biens matériels et de l'élargissement des possibilités des choix. A cet égard, les « fonctionnements » – être bien nourri, en bonne santé, etc.–, étant des éléments constitutifs du bien-être, les « capacités » reflètent la liberté de poursuivre ces derniers, et peuvent même avoir un rôle direct dans le bien-être, puisque choisir et décider font également partie de la vie<sup>17</sup>. Par conséquent, non seulement la disponibilité des ressources n'assure pas la liberté, mais également, dans l'espace des dépenses, définir la pauvreté par rapport à l'insuffisance des ressources semble hasardeux, les seuils de revenus adéquats des individus étant ceux qui permettent de générer des niveaux minima de capacités fonctionnelles. Ainsi, les privations des capacités sont *intrinsèquement importantes*, tandis que les faibles revenus ou dépenses ont seulement une *valeur instrumentale*. En réalité, si l'on conçoit aisément que l'espace des capacités représente les différentes combinaisons de fonctionnements qu'il est possible de mettre en oeuvre, ces derniers se réfèrent à des fonctionnements « potentiels » particulièrement difficiles à appréhender sur le plan empirique<sup>18</sup>. Or, les éléments quantitatifs disponibles ne permettent de déterminer que les « fonctionnements » observés ou « accomplis » reliés au niveau de *bien-être effectif*, alors que l'espace des capacités, englobant les combinaisons de fonctionnements, se réfère à la liberté de réaliser le bien-être<sup>19</sup>.

La présente étude utilise l'analyse en composantes principales non linéaire pour construire un indice de bien-être des ménages fondé sur les capacités. En effet, outre la recherche de réduction du nombre de dimensions des données, commune avec l'approche linéaire, l'intérêt de l'analyse en composantes principales non linéaire est de permettre aux variables d'être codées à différents niveaux – nominal, ordinal, numérique. Cette forme de codage optimal est une approche générale pour traiter les données qualitatives multivariées. A cet égard, l'étude mobilise les données des trois enquêtes prioritaires auprès des ménages de 1994-95, 1998 et 2003. Toutefois, compte tenu de la spécificité de l'année 1998 – modification de l'agrégat des dépenses par rapport aux comptes nationaux, précédemment indiquée –, l'évaluation de la croissance pro-pauvres sera fondée sur la comparaison des informations relatives à 1994-95 et 2003. De ce fait, les informations relatives à 1998 servent uniquement à justifier les informations sur la pauvreté affichées au tableau 1. La méthode d'analyse appelle plusieurs observations<sup>20</sup>.

*En premier lieu*, l'indice non monétaire de bien-être, susceptible de reproduire les fonctionnements accomplis, concerne *trois dimensions* des actifs des ménages : la possession d'actifs physiques au niveau des familles, l'ampleur du capital humain en termes d'éducation, relatif au chef de ménage et aux membres du

<sup>15</sup> Hormis les approches « subjectives » de la pauvreté.

<sup>16</sup> Si tous les individus ont la même fonction d'utilité – c'est-à-dire partagent les mêmes préférences – et font face aux mêmes prix – explicites ou implicites –, le classement des dépenses sera le même que celui des utilités. Cet argument est lié à deux éléments : (i) l'hypothèse de maximisation de l'utilité des individus ; (ii) les principaux éléments de la fonction de bien-être sont les biens consommés.

<sup>17</sup> « Capabilities » est le mot anglo-saxon utilisé par Sen (1985, 1992). Dans cette étude, le mot « capacités » sera utilisé pour celui de « capabilities ». Certaines approches distinguent, au sein du concept de « capabilities », les « capacités » – le fait d'être capable de faire quelque chose, compte tenu des traits personnels des individus et des opportunités sociales – des « potentialités » – le fait d'en avoir les moyens, grâce aux dotations en capital des individus. Par ailleurs, lors d'une première approche, la relation entre la disponibilité des ressources et l'obtention des biens était appréhendée par le concept d'« entitlements » (Sen, 1981).

<sup>18</sup> Certains aspects de cette question ont été discutés dans le séminaire : *Justice and Poverty: Examining Sen's Capability Approach*, Cambridge, 5-7 juin 2001, St Edmund's College, New Hall and Lucy Cavendish College.

<sup>19</sup> Néanmoins, cette difficulté est plus un problème lorsque l'espace des capacités est utilisé pour examiner les opportunités de choix que pour l'évaluation d'un niveau de bien-être atteint.

<sup>20</sup> Certains éléments sont issus de Lachaud (2005a).

groupe, et les ressources sociales appréhendées par les envois de fonds nationaux et étrangers. Néanmoins, afin de préserver les possibilités de comparaison entre 1994, 1998 et 2003, seuls les actifs, identifiés de manière homogène aux niveaux conceptuel et méthodologique au cours des trois années, ont été considérés (Lachaud, 2005a, tableau A3). Premièrement, les *actifs physiques* des ménages concernent deux éléments : les caractéristiques de l'habitation et la disponibilité de biens durables. Les éléments relatifs à l'habitat et au confort, pris en compte par les enquêtes prioritaires, concernent plusieurs aspects, stratifiés comme suit<sup>21</sup> : (i) nature des murs ; (ii) nature de la toiture ; (iii) nature du sol ; (iv) nombre de personnes par pièce ; (v) type d'aisance ; (vi) mode d'évacuation des ordures ; (vii) mode d'accès à l'eau pour la boisson ; (viii) énergie pour la cuisson des aliments ; (ix) énergie pour l'éclairage. Les avoirs du ménage comprennent un nombre limité de biens fonctionnels du ménage, liés aux transports, à l'habitation ou à la communication<sup>22</sup> : réfrigérateur ; télévision ; radio ; machine à coudre ; cuisinière moderne ; bicyclette ; mobylette ; moto ; automobile, véhicule privé ; téléphone. La prise en compte des actifs précédemment spécifiés appelle plusieurs observations. Tout d'abord, des actifs identifiés par les enquêtes prioritaires n'ont pas été intégrés dans l'analyse, soit parce que leur disponibilité relevait surtout de l'exercice d'une activité économique spécifique dans un milieu donné – tracteur, charrue, charrette –, soit parce que les informations collectées n'étaient pas suffisamment homogènes selon les investigations – terre, cheptel. Ensuite, il existe une incertitude quant à la spécification de certains avoirs des ménages. En effet, les enquêtes indiquent l'existence des actifs, mais ne permettent pas de préciser les quantités. Par conséquent, l'étude suppose implicitement qu'un seul élément de l'actif recensé est disponible par ménage. Deuxièmement, les *actifs humains* ont été mesurés selon deux indicateurs. D'une part, le niveau d'instruction du chef de ménage. D'autre part, le taux combiné de l'inverse du taux de scolarisation net des 7-14 ans et du taux d'analphabétisme des 15 ans et plus, la pondération étant, respectivement, des deux tiers et de un tiers. Troisièmement, les *actifs sociaux* sont appréhendés, pour chaque année, par le ratio du montant des transferts réels reçus – déflatés par un indice régional des prix – et du seuil de pauvreté. La prise en considération de cette forme de capital social s'explique par la tradition d'émigration des burkinabè vers les pays voisins, source d'envois de fonds importants, et surtout par l'impact potentiel de la crise ivoirienne depuis le début des années 2000. En effet, alors qu'en 1998, 35,8 pour cent des ménages étaient destinataires d'envois de fonds du Burkina Faso ou de l'étranger – y compris les transferts divers –, en 2003, seulement 17,3 pour cent des familles étaient concernées par le processus de redistribution. En outre, si plus de la moitié des ménages ayant des transferts bénéficiaient d'une redistribution en provenance de Côte d'Ivoire en 1998 – 21,1 pour cent –, ils n'étaient plus que 4,8 pour cent en 2003, soit le quart des familles recevant des envois de fonds. De ce fait, le volume des transferts de Côte d'Ivoire a chuté de 67,8 pour cent en termes réels entre 1998 et 2003, une évolution confirmée par les statistiques de la BCEAO concernant l'« épargne rapatriée » de ce pays (Lachaud, 2005b).

*En second lieu*, dans l'étude, l'élaboration de l'indice de bien-être des ménages, à partir de l'analyse en composantes principales non linéaire inhérente aux actifs, est fondée sur un facteur d'économies d'échelle égal à zéro – coût marginal nul de tous les membres supplémentaires au-delà du premier –, c'est-à-dire en supposant que tous les paramètres d'accès aux actifs se réfèrent au *ménage*. De ce fait, toutes les variables sont ordinales. Cette option analytique induit une variance expliquée, respectivement, pour les dimensions un et deux, de : (i) 1994 : 37,3 et 7,8 pour cent ; (ii) 1998 : 35,9 et 7,5 pour cent ; (iii) 2003 : 39,4 et 8,3 pour cent – tableau A1, en annexes. En outre, le tableau A1 montre que pour les trois années, la majorité des corrélations entre la première composante et les variables initiales sont positives. Ajoutons que les informations relatives aux trois années n'ont pas été agglomérées, de manière à tenir compte des variations éventuelles des coefficients des actifs au cours de la période<sup>23</sup>. Par ailleurs, afin de mesurer la pauvreté et sa dynamique au cours de la période considérée, les indices d'actifs inhérents aux deux dates ont été multipliés par (-1), et augmentés d'une constante – 20, dans le cas présent –, pour éliminer les valeurs négatives<sup>24</sup>. Enfin, les informations affichées au tableau 1 – partie basse –, montrent qu'une ligne de pauvreté a été fixée pour 1994 par rapport 40<sup>e</sup> percentiles<sup>25</sup>. Cette ligne de pauvreté a ensuite été appliquée à l'indice d'actifs de 1998 et 2003, et l'incidence, la profondeur et l'inégalité des privations sont calculées selon les milieux urbain et rural. De plus, la statistique  $\eta$ , testant

<sup>21</sup> Pour chaque actif, l'énumération des catégories suit un ordre de précarité *croissante*. Par souci de comparaison entre les trois années, les actifs liés à l'existence d'une « zone lotie » et d'une « pièce aménagée pour la cuisine » ont été supprimés par rapport à Lachaud (2005a).

<sup>22</sup> La variable liée à la possession d'un « fer à repasser » est inexistante en 1994. Elle est omise dans l'étude.

<sup>23</sup> Un test avec des données groupées donne des résultats identiques.

<sup>24</sup> Cette procédure ne modifie pas les informations sur la « richesse » relative des ménages.

<sup>25</sup> Le seuil des 25<sup>e</sup> percentiles n'est pas pris en compte dans la présente recherche.

l'hypothèse nulle que les écarts de pauvreté de deux échantillons sont statistiquement non significatifs, permet d'évaluer la robustesse des comparaisons.

## 2. Les indicateurs de croissance pro-pauvres

L'étude comparative considère les deux mesures habituelles de la croissance pro-pauvres : l'une « globale », générant un indice de croissance pro-pauvres fondé sur une évaluation de la pauvreté, l'autre « partielle », mettant en oeuvre des courbes de dominance stochastique, indépendante de toute mesure des privations<sup>26</sup>. Ces approches étant connues, quelques brefs rappels sont seulement proposés (Lachaud, 2003a).

En premier lieu, l'approche globale, 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 (Kakwani et Pernia 2000 ; Kakwani, Khandker, Son, 2002, 2004).

Supposons que les distributions des dépenses par tête – ou d'un indicateur de bien-être non monétaire – des années initiale et terminale soient, respectivement,  $\mu_1$  et  $\mu_2$ , avec des courbes de Lorenz  $L_1(p)$  et  $L_2(p)$ . Une estimation de l'élasticité totale de pauvreté  $\hat{\omega}$ , c'est-à-dire la variation de la pauvreté consécutivement à la variation de un pour cent des dépenses moyennes, peut être exprimée par [1].

$$\hat{\omega} = \{(\text{Ln}[\theta(z, \mu_2, L_2(p))] - (\text{Ln}[\theta(z, \mu_1, L_1(p))])\} / \hat{\alpha} \quad [1]$$

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 au cours de la période, supposé positif dans le cas général<sup>27</sup>,  $z$  se réfère à la ligne de pauvreté, et  $\theta$  caractérise une classe générale des mesures de pauvreté. 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, lorsque  $\hat{\alpha}$  est positif, la croissance est pro-pauvres (pro-riches) si l'élasticité totale de pauvreté est supérieure (inférieure) à l'élasticité-croissance de la pauvreté. Dans le cas où le taux de croissance des dépenses  $\hat{\alpha}$  au cours de la période est négatif, l'inverse prévaut.

Dans ce contexte, le degré de croissance pro-pauvres peut être mesuré par l'indice de croissance pro-pauvres  $\varphi$  :

$$\varphi = \hat{\omega} / \hat{\eta} \quad [2]$$

En présence d'une croissance positive,  $\varphi > 1$  signifie que les pauvres bénéficient plus que proportionnellement de la croissance que les riches, alors que  $0 < \varphi < 1$  traduit une croissance non strictement pro-pauvres – la redistribution est défavorable aux pauvres –, même si la pauvreté diminue. En présence de croissance négative, l'interprétation de  $\varphi$  est inversée<sup>28</sup>.

Néanmoins, si l'indice de croissance pro-pauvres capture les bénéfices de la distribution de la croissance entre les pauvres et les riches, il ne prend pas en compte le taux de croissance actuel. De ce fait, Kakwani, Khandker et Son (2002) proposent d'estimer le *taux de croissance d'équivalent pauvreté*. Il s'agit du 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

<sup>26</sup> La distinction est empruntée à Kakwani, Khandker et Son (2004), ces derniers ayant proposé de classer les mesures de la croissance pro-pauvres selon plusieurs critères : faible – réduction de la pauvreté – versus forte – diminution de la pauvreté et amélioration de l'inégalité ; partielle – absence de spécification de mesure de la pauvreté – versus globale – génération d'un indice ; monotonie – réduction de la pauvreté fonction croissante de taux de croissance pro-pauvres.

<sup>27</sup>  $\hat{\omega} = d\text{Ln}(\theta) / \hat{\alpha}$ .

<sup>28</sup> Un exemple numérique peut faciliter l'interprétation. Supposons au cours d'une période donnée une variation des dépenses  $\Delta D$  et de la pauvreté  $\Delta P$ , respectivement, de -0,04 et 0,02 pour cent. Admettons que la décomposition selon l'approche de Kakwani – sans résidu – des effets croissance  $\Delta G$  et distribution  $\Delta D$  indique, respectivement,  $\Delta G = 0,03$  et  $\Delta D = -0,01$  (sachant que :  $\Delta P = \Delta G + \Delta D$ ). Dans ce cas, l'effet distribution négatif freine l'augmentation de la pauvreté. Ainsi, l'élasticité croissance partielle  $\hat{\eta}$  est  $0,03 / -0,04 = -0,75$ , et l'élasticité distribution  $\hat{i}$  équivaut  $= -0,01 / -0,04 = 0,25$ . De ce fait, l'élasticité totale  $\hat{\omega} = \hat{\eta} + \hat{i} = -0,50$ , et l'indice pro-croissance est  $\varphi = \hat{\omega} / \hat{\eta} = 0,607 < 1$ . Par contre, si l'effet distribution contribuait aussi à augmenter la pauvreté,  $\varphi$  serait  $> 1$ . Par exemple, avec les mêmes  $\Delta D$  et  $\Delta P$ , et  $\Delta G = 0,01$  et  $\Delta D = 0,01$ , il vient  $\varphi = 2 > 1$ .

( $\hat{\omega}\hat{\alpha}$ ). 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 [3].

$$\hat{\alpha}^* = (\hat{\omega}/\hat{\eta})\hat{\alpha} = \varphi\hat{\alpha} \quad [3]$$

L'équation [3] 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<sup>29</sup>. 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 présence de réduction des dépenses,  $\hat{\alpha}$  étant négatif, trois situations sont envisageables : (i) une récession pro-pauvres : la pauvreté croît mais l'inégalité relative diminue –  $\hat{\alpha} < \hat{\alpha}^* < 0$  ; (ii) une récession fortement pro-pauvres : la pauvreté diminue –  $\hat{\alpha}^* > 0$  ; (iii) une récession anti-pauvres : la pauvreté et l'inégalité relative augmentent –  $\hat{\alpha}^* < \hat{\alpha} < 0$ .

En deuxième lieu, l'approche partielle est menée en termes de dominance stochastique de deuxième ordre, et fait référence au théorème d'Atkinson (1987) selon lequel un déplacement complet de la courbe de Lorenz généralisée vers le haut (vers le bas) implique, sans ambiguïté, une diminution (augmentation) de la pauvreté (Son, 2004).

Soit une courbe de Lorenz notée  $L(p) = \mu_p p / \mu$ , représentant la part du revenu moyen de la population ( $\mu$ ) des  $p$  pour cent du bas de la distribution, où  $\mu_p$  est le revenu moyen des  $p$  pour cent du bas de la distribution. En prenant les logarithmes des deux membres de l'équation précédente, puis la différence première, il vient [4].

$$g(p) = \Delta \ln(\mu L(p)) \quad [4]$$

avec  $g(p) = \Delta \ln(\mu_p)$  qui est le taux de croissance du revenu moyen des  $p$  pour cent du bas de la distribution de la population, lorsque les individus sont ordonnés selon le revenu par tête. A cet égard,  $g(p)$  varie avec  $p$  de 0 à 100, et est appelé la *courbe de croissance de pauvreté* (Son, 2004, p.309). De ce fait, selon [4] et le théorème d'Atkinson, si  $g(p) > 0$  ( $g(p) < 0$ ), la pauvreté a, sans ambiguïté, diminué (augmenté) entre deux dates. Par ailleurs, l'équation [4] peut être écrite selon [5].

$$g(p) = g + \Delta \ln(L(p)) \quad [5]$$

où :  $g = \Delta \ln(\mu)$ , et représente le taux de croissance moyen du revenu de l'ensemble de la population<sup>30</sup>. De ce fait, selon [5], lorsque  $g(p) > g$  pour l'ensemble des  $p < 100$ , la croissance est *pro-pauvres* puisque cela implique un déplacement complet de la courbe de Lorenz –  $\Delta \ln(p) > 0$  pour tous les  $p$ <sup>31</sup>. Par contre, si  $0 < g(p) < g$  pour l'ensemble des  $p < 100$ , la baisse de la pauvreté est liée à une élévation de l'inégalité –  $\Delta \ln(p) < 0$  pour tous les  $p$ <sup>32</sup>.

Cette approche appelle deux observations additionnelles. D'une part, elle diffère de la *courbe d'incidence de croissance* de Ravallion et Chen (2003), dérivée des conditions de dominance de premier ordre, et pour laquelle le taux de croissance du revenu *au*  $p^{\text{ème}}$  quantile – et non *jusqu'au*  $p^{\text{ème}}$  quantile – est utilisé<sup>33</sup>. D'autre part, comme l'approche globale, précédemment spécifiée, la mesure partielle de la croissance pro-pauvres peut être fondée sur un indicateur de bien-être en termes des capacités.

### 3. Modélisation économétrique spatiale

Afin d'approfondir l'analyse précédente, une approche économétrique spatiale est également proposée. En effet, l'inégalité semble jouer un rôle particulier en termes de réduction de la pauvreté, dans la mesure où

<sup>29</sup> Par exemple, si l'élasticité totale de la pauvreté équivaut à la moitié de l'élasticité croissance de la pauvreté, un pays ayant un taux de croissance actuel de 5 pour cent, aura un taux effectif de réduction de la pauvreté de seulement 2,5 pour cent –  $0,5 \times 5$  –, et n'a pas eu une croissance pro-pauvres.

<sup>30</sup> Il est à remarquer que lorsque  $p = 100$ ,  $g(p) = g$ , puisque dans ce cas  $\Delta L(p) = 0$ .

<sup>31</sup> En d'autres termes, les pauvres bénéficient proportionnellement plus que les non pauvres des gains de la croissance, et l'inégalité diminue.

<sup>32</sup> Un type de croissance appauvrissante est mis en évidence lorsque  $g(p) < 0$  et  $g > 0$ .

<sup>33</sup> Néanmoins, elles partagent deux caractéristiques communes : (i) elles ne nécessitent pas la détermination d'une ligne de pauvreté, et : (ii) elles ne peuvent pas appréhender un processus de croissance pro-pauvres si les conditions de dominances ne sont pas satisfaites.

un même taux de croissance peut induire une forte variation des disparités de bien-être. En particulier, le niveau de l'inégalité *initiale* semble affecter l'ampleur de l'élasticité de la pauvreté par rapport à la croissance économique. Bien que la robustesse de ce résultat semble démontrée par la littérature empirique (Ravallion, 1997, 2004a ; Bourguignon, 2003 ; Cord, Lopez, Page, 2003 ; Kraay, 2004 ; World Bank, 2005b)<sup>34</sup>, il est presque toujours acquis à l'aide d'études transversales entre pays, paramétriques ou non paramétriques, fondées sur des informations inhérentes aux *agrégats monétaires* ayant une comparabilité est incertaine. En outre, lorsqu'une approche régionale est tentée, la non prise en compte de l'auto-corrélation spatiale peut poser problème<sup>35</sup>. Pour cette raison, la présente étude propose de mobiliser l'économétrie spatiale pour tester, au niveau d'un pays, la robustesse, à la fois en termes monétaire et non monétaire, de quelques relations postulées entre la pauvreté, la croissance économique et l'inégalité, en particulier l'impact de l'inégalité sur la pauvreté au cours de la période 1994-2003. Cette approche appelle plusieurs précisions méthodologiques.

*Premièrement*, les informations relatives aux diverses variables – pauvreté monétaire et non monétaire, dépenses par tête, indice des actifs du ménage, et inégalité des indicateurs de bien-être – sont évaluées pour chacune des 30 provinces du Burkina Faso, correspondant au découpage administratif sous-jacent à l'enquête de 1994. En effet, la stratification de 2003 selon les 45 provinces n'a pas pu être reconstituée pour l'année initiale. Afin de tenir compte d'une éventuelle hétérogénéité non observée selon les provinces, les modèles sont formulés en différences. La variable explicative est la différence du log du ratio ou de l'intensité de la pauvreté monétaire ou non monétaire entre 2003 et 1994, cette dernière étant évaluée par rapport au 40<sup>e</sup> percentile de 1994. Par ailleurs plusieurs modèles sont estimés, comme l'affichent les tableaux 3 et 4, et A2 et A3, en annexes. Le modèle (1) met simplement en relation la variation du log de la pauvreté – ratio ou incidence ; monétaire ou non monétaire – et la variation du log de l'indicateur de bien-être approprié – dépenses par tête ou indice des actifs des ménages – au cours de la période 1994-2003<sup>36</sup>. Les modèles (2) et (3) testent la sensibilité de la pauvreté à l'inégalité initiale du bien-être, y compris lorsque la relation est non linéaire (Ravallion, 2004a). Les modèles (4) et (5) comparent la sensibilité de la variation de la pauvreté à la variation de l'inégalité lorsque cette dernière est appréhendée, respectivement, en termes relatifs et absolus (Atkinson, Brandolini, 2004). Le modèle (6) est une extension de (4), la variation du log de l'indice de bien-être étant réintroduite. Le modèle (7) améliore (6) en testant la dépendance de l'élasticité-croissance à l'égard du niveau initial de développement – mesuré soit par ratio entre les dépenses par tête et la ligne de pauvreté en 1994, soit par le rapport entre l'indice des actifs et le seuil de pauvreté du 40<sup>e</sup> percentile de 1994 – et du degré initial d'inégalité – indice de Gini, monétaire ou non monétaire de 1994. Finalement, le modèle (8) incorpore (6) et introduit une interaction entre la variation du log de Gini et les deux variables précédentes.

*Deuxièmement*, la configuration des données ne peut exclure la *dépendance spatiale* des observations au sein des deux échantillons, c'est-à-dire le fait qu'une observation localisée dans une province *p* dépende d'autres observations inhérentes aux provinces *k*, différentes de *p*. En effet, d'une part, les informations collectées associées aux unités spatiales – les provinces – peuvent refléter des erreurs de mesure, les limites administratives ne reflétant pas réellement les processus susceptibles d'être appréhendés. Par exemple, la pauvreté d'une région *p* peut être liée à celle d'une autre région *k* si les membres actifs des ménages résidant en *p* – lieu de collecte des informations – ont accès à des emplois faiblement rémunérés en *k*. D'autre part, la dimension spatiale des activités économiques peut être un aspect important de la modélisation, lorsque prévalent des effets d'interaction spatiale, des hiérarchies de localisation et des externalités spatiales. Ainsi, le dynamisme économique d'une agglomération d'une province peut s'expliquer par la proximité d'une autre province englobant un centre urbain important. Lorsque ces situations prévalent, les coefficients des estimations par les moindres carrés sont biaisés et non efficaces. Mais, la prise en compte de l'auto-corrélation spatiale dans les modèles de régression dépend de la forme des hypothèses formulées (Anselin, 1988 ; LeSage, 1998). Dans l'étude, l'approche économétrique spatiale appréhende une forme d'auto-corrélation spatiale dans un modèle de régression inhérente au terme aléatoire, les modèles auto-régressifs mixtes produisant une estimation moins satisfaisante. Dans ce cas, il s'agit de modèles d'erreurs spatiales où la dépendance spatiale est stipulée en tant que perturbation dans le cadre d'un processus auto-régressif, ce qui implique une formalisation selon l'équation [6]<sup>37</sup>.

<sup>34</sup> Sur un plan théorique, ce résultat est plus incertain (Ravallion, 2005b), sauf sous certaines hypothèses (Son, Kakwani, 2004).

<sup>35</sup> En effet, les études de Ravallion (2005b) sur la Chine, et de Menezes-Filho et Vasconcellos sur le Brésil comportent des estimations régionales du processus de croissance pro-pauvres, mais la non prise en compte de l'auto-corrélation spatiale dans les modèles économétriques peut conduire à des estimateurs biaisés.

<sup>36</sup> Un modèle prenant en compte la variation de l'indicateur de bien-être des 40 pour cent les plus pauvres n'est pas présenté.

<sup>37</sup> La perturbation peut aussi être appréhendée par rapport à une moyenne mobile, soit :  $\mathbf{P}_{jt} = \mathbf{X}_{jt}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}_{jt}$ , avec :  $\boldsymbol{\varepsilon}_{jt} = \lambda_s \mathbf{W} \boldsymbol{\zeta}_t + \boldsymbol{\zeta}_{jt}$ , avec  $\boldsymbol{\zeta}_t \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}_n)$ , où le terme d'erreur spatialement retardée est à présent  $\boldsymbol{\zeta}_t$ , et non  $\boldsymbol{\varepsilon}_{jt}$ .

$$\begin{aligned} \Delta \log P_{jr} &= \pi + \beta \Delta \log X_r + \varepsilon_r \\ \varepsilon_r &= \lambda_s W \varepsilon_r + \zeta_r, \text{ avec } \zeta_r \sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad [6]$$

où  $W \varepsilon_r$  est un terme aléatoire spatialement retardé,  $\lambda_s$  le coefficient auto-régressif, et  $\zeta_r$  le terme d'erreur non corrélé et homoscedastique. Pour la province  $r$ , la variable dépendante  $\Delta \log P_{jr}$  est la variation de l'indice de pauvreté – monétaire ou non monétaire,  $j=0$  (incidence), 1 (profondeur) –, tandis que  $\Delta \log X_r$  est le vecteur des variables explicatives précédemment indiquées. Par ailleurs,  $W$  est inhérent à une matrice de pondérations spatiales, standardisée – par rapport aux lignes – de contiguïté d'ordre un, élaborée en termes de frontières communes des provinces<sup>38</sup>. Il est à noter qu'ignorer cette forme d'auto-corrélation spatiale est comparable aux conséquences qui résultent de l'omission d'une variable indépendante dans un modèle de régression. L'estimation est fondée sur le maximum de vraisemblance à information complète, et l'hypothèse nulle, de la forme :  $H_0 : \lambda_s = 0$ , peut être vérifiée à l'aide de plusieurs tests<sup>39</sup>.

#### 4. Les dimensions de la croissance « pro-pauvres »

Les éléments méthodologiques précédemment exposés permettent de présenter successivement les dimensions monétaire et non monétaire de la croissance pro-pauvres au Burkina Faso, au cours de la période 1994-2003.

##### 1. L'approche monétaire

Le tableau 2 affiche les effets de croissance et d'inégalité en termes de variation de la pauvreté, ainsi que les indicateurs de croissance pro-pauvres de l'approche globale. Plusieurs commentaires peuvent être formulés.

Premièrement, s'agissant de l'ensemble de l'économie, 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 1994-2003. En effet, les changements inhérents à l'inégalité, associés au processus de croissance, ont contribué à *freiner* la progression de la pauvreté. Ainsi, la comparaison des deux enquêtes prioritaires montre que les dépenses par tête ont décliné de 6,84 pour cent au cours de la période<sup>40</sup>, et que, simultanément et logiquement, la pauvreté monétaire en termes d'incidence, de profondeur ou d'inégalité a légèrement augmenté. Or, l'effet dû à la croissance – élasticité-croissance *partielle*  $\hat{\eta}$ , à inégalité constante – suggère qu'une baisse de un pour cent des dépenses par tête aurait induit une élévation du ratio de pauvreté de 0,637 pour cent. Mais, l'élasticité *totale* de pauvreté  $\hat{\omega}$  est de -0,204, ce qui signifie qu'à une diminution de un pour cent des dépenses réelles par tête est associée une élévation de 0,204 pour cent seulement du taux de pauvreté. Dans ces conditions, l'indice de croissance pro-pauvres est positif et inférieur à un –  $\varphi = \hat{\omega} / \hat{\eta} = 0,320$  –, parce que la baisse des dépenses est accompagnée d'une augmentation moins que proportionnelle de la pauvreté. 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 progression des privations. Il en résulte un taux de croissance d'équivalent pauvreté de  $-2,191 - \hat{\alpha}^* = \varphi \hat{\alpha}$ . On rappelle qu'il représente le taux de croissance qui générerait le même niveau de réduction de la pauvreté que le taux actuel  $\hat{\alpha}$ , en présence d'un processus de croissance associé une absence de variation de l'inégalité. Puisque les dépenses par tête ont diminué de -6,84 pour cent au cours de la période, un taux de croissance d'équivalent pauvreté de -2,191 pour cent signifie que 4,65 pour cent de croissance ont été gagnés –  $[(-2,19) - (-6,84)]$  –, à cause d'une évolution de la distribution des dépenses plus favorable aux pauvres. En d'autres termes, au cours de la période 1994-2003, la croissance a été pro-pauvres parce que le taux de croissance effectif (négatif) en termes de réduction de la pauvreté est supérieur de 4,65 pour cent au taux de croissance actuel.

<sup>38</sup> Soit  $W_{ij} = 1$  pour les provinces qui ont une frontière commune avec la province prise en considération. Par exemple, si la région 1 a une frontière commune avec la région 2, et aucune frontière avec 3 et 4, la ligne 1 de la matrice de contiguïté, reflétant la relation de 1 avec les autres régions, aura la valeur  $W_{12}=1$ , et tous les autres termes de cette ligne seront égaux à zéro.

<sup>39</sup> Notamment : (i) tests dérivés du I de Moran, fondés sur des z-scores standardisés, qui suivent une distribution asymptotique normale – mais, cette statistique ne permet pas d'indiquer quel type d'auto-corrélation prévaut ; (ii) tests du multiplicateur de Lagrange ; (iii) test de Kalejian-Robinson ; (iv) test de Wald ; (v) test du rapport de vraisemblance Les statistiques de Wald et du rapport de vraisemblance permettent de tester l'hypothèse du modèle du facteur commun, qui exprime une relation entre le modèle avec erreur spatiale et le modèle avec retard spatial.

<sup>40</sup> On rappelle que le PIB a augmenté à un rythme annuel de 4,5 pour cent, environ, entre 1994 et 2004.

**Tableau 2 : Effets de croissance et d'inégalité sur la réduction de la pauvreté selon le milieu – Burkina Faso 1994-2003**

Paramètre	Pauvreté		Variation 2003/1994 :		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	2003	Pauvreté par an (%) <sup>7</sup>	Dépenses/actifs sur la période (%)		Effet dû à la croissance <sup>2</sup>	Effet dû à l'inégalité <sup>3</sup>		
<b>Approche monétaire – dépenses par tête</b>									
<b>Ensemble</b>									
Ratio de pauvreté	45,5	46,4	0,22	-6,84	-0,204	-0,637	0,433	0,320	-2,191
Profondeur de la pauvreté	14,2	15,6	1,05	-	-0,211	-0,318	0,107	0,664	-4,538
Inégalité de la pauvreté	6,1	7,1	1,70	-	-0,144	-0,172	0,028	0,837	-5,727
<b>Urbain</b>									
Ratio de pauvreté	10,6	19,9	7,25	-22,3	-0,418	-0,374	-0,044	1,118	-24,931
Profondeur de la pauvreté	2,6	5,5	8,68	-	-0,131	-0,124	-0,007	1,056	-23,549
Inégalité de la pauvreté	0,1	2,2	40,98	-	-0,054	-0,054	-0,000	1,008	-22,476
<b>Rural</b>									
Ratio de pauvreté	51,6	52,3	0,15	-1,13	-0,555	-0,772	0,217	0,719	-0,812
Profondeur de la pauvreté	16,4	17,9	0,98	-	-1,281	-0,350	-0,931	3,600	-4,136
Inégalité de la pauvreté	7,1	8,2	1,61	-	-0,954	-0,191	-0,763	4,995	-5,644
<b>Approche non monétaire – indice d'actifs – Z = 40<sup>e</sup> percentile de 1994-95</b>									
<b>Ensemble</b>									
Ratio de pauvreté	40,0	41,1	0,30	-2,43	-0,493	-1,128	0,635	0,437	-1,062
Profondeur de la pauvreté	6,6	7,1	0,81	-	-0,185	-0,342	0,157	0,541	-1,315
Inégalité de la pauvreté	1,6	1,8	1,32	-	-0,095	-0,104	0,009	0,913	-2,219
<b>Urbain</b>									
Ratio de pauvreté	2,9	3,7	2,74	-1,10	-0,799	-0,104	-0,695	7,683	-8,451
Profondeur de la pauvreté	0,4	0,6	4,61	-	-0,173	-0,028	-0,145	6,179	-6,796
Inégalité de la pauvreté	0,1	0,1	5,26	-	-0,042	-0,008	-0,034	5,250	-5,775
<b>Rural</b>									
Ratio de pauvreté	48,9	50,9	0,45	-4,88	-0,419	-1,557	1,138	0,269	-1,313
Profondeur de la pauvreté	8,2	8,8	0,79	-	-0,132	-0,422	0,290	0,313	-1,526
Inégalité de la pauvreté	2,0	2,3	1,56	-	-0,064	-0,130	0,066	0,492	-2,402

(1) La décomposition fait référence à celles de Kakwani, Subbarao (1992); Kakwani, Pernia (2000); (2) Deux cas sont à considérer : (i) Approche monétaire : variation de la pauvreté consécutive à une variation de un pour cent des dépenses des individus, 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 par individu, à distribution constante des dépenses – et le taux de croissance des dépenses des individus entre 1994-95 et 2003 – estimé à -6,84, -22,30 et -1,13 pour cent, aux prix de 2003, respectivement, pour le pays, les villes et les campagnes [les dépenses par tête nominales de 1994-95 étant multipliées par la ratio des lignes de pauvreté de 82 672/41 425 F.Cfa, où 41 425 F.Cfa est le nouveau seuil estimé par la méthode non paramétrique (Lachaud, 2005a)]; (ii) Approche non monétaire : variation de la pauvreté consécutive à une variation de un pour cent de l'indice d'actifs des ménages, à inégalité constante. Il s'agit du rapport entre l'effet pur de croissance – variation du niveau de la pauvreté consécutive à la variation de l'indice d'actifs des ménages, à distribution constante de l'indice d'actifs – et le taux de croissance de l'indice d'actifs des ménages entre 1994-95 et 2003 – estimé à -2,43, -4,88 et -1,10 pour cent, respectivement, pour le pays, les villes et les campagnes [le seuil de pauvreté du 40<sup>e</sup> percentile de l'indice d'actifs de 1994-95 étant maintenu constant au cours de la période (Lachaud, 2005a)]; (3) (i) Approche monétaire : variation de la pauvreté des individus 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 des individus, à niveau constant des dépenses moyennes – et le taux de croissance des dépenses des individus entre 1994-95 et 2003 – -6,84, -22,30 et -1,13 pour cent, respectivement, pour le pays, les villes et les campagnes; (ii) Approche non monétaire: variation de la pauvreté des ménages consécutive à une variation de l'inégalité, à indices d'actifs constant. 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 de l'indice d'actifs des ménages, à niveau constant de l'indice d'actifs – et le taux de croissance de l'indice d'actifs entre 1994-95 et 2003 – -2,43, -4,88 et -1,10 pour cent, respectivement, pour le pays, les villes et les campagnes; (4) Somme des effets de croissance et de distribution; la ligne de pauvreté est de 82672 F.Cfa par tête et par an pour 2003; (5) L'indice de croissance pro-pauvres est le ratio entre l'élasticité totale de la pauvreté et l'élasticité-croissance (Kakwani, 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 individu ou de l'indice d'actifs des ménages (Kakwani, Khandker, Son 2002); (7) Les taux de croissance annuels sont calculés par rapport à 9 années; (8) Les erreurs types et la statistique  $\eta$  testant l'hypothèse nulle des écarts de pauvreté sont présentées dans Lachaud (2005a).

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 2003.

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). Le tableau 2 affiche un taux de croissance d'équivalent pauvreté de -4,538 et -5,727 pour cent, respectivement, pour les mesures de l'intensité et l'inégalité de la pauvreté. Ces taux sont supérieurs au taux de croissance effectif (négatif) des dépenses des ménages. En même temps, il importe de souligner que le processus de croissance est d'autant *moins* 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 moins profité aux très pauvres.

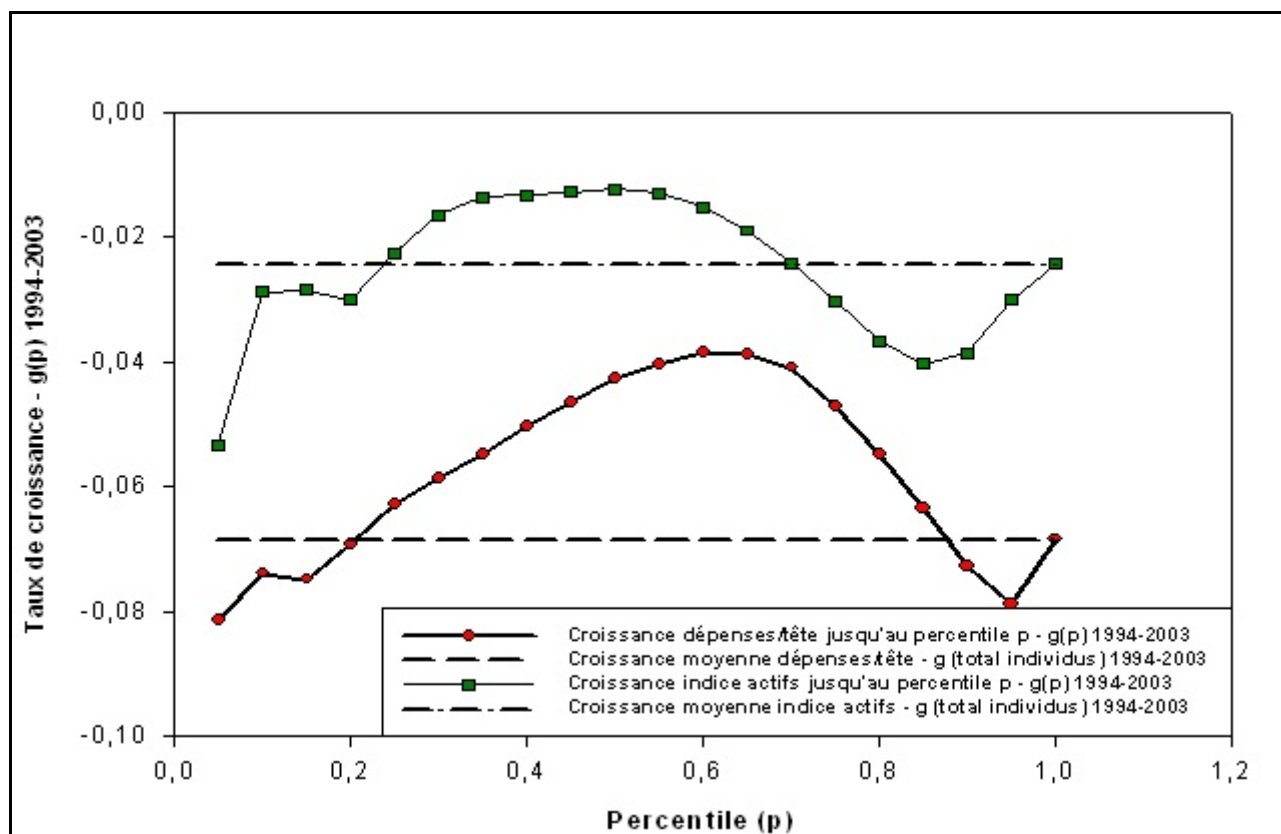


Figure 1 : Courbes de croissance de pauvreté au niveau national en termes de dépenses par tête et d'actifs des ménages – Burkina Faso 1994-95–2003

Deuxièmement, le caractère pro-pauvres de la croissance de l'économie burkinabè semble conforté par la prise en compte de l'indicateur relatif à l'approche partielle. Certes, la *courbe de croissance de pauvreté* monétaire, affichée à la figure 1 (partie basse), exhibe des taux de croissance  $g(p)$  négatifs pour tous les  $p$ , ce qui signifie que, sans ambiguïté, la pauvreté a augmenté au cours de la période considérée. Par ailleurs,  $g(p)$  n'étant pas supérieur au taux de croissance de l'économie  $g$  – 6,84 pour cent – pour l'ensemble des  $p < 100$ , il n'est pas possible d'affirmer que la courbe de Lorenz s'est entièrement déplacée vers le haut, c'est-à-dire que les conditions de dominance de deuxième ordre de la distribution de 2003 sur celle de 1994-95 sont remplies. Mais, on observe que pour la proportion des ménages compris entre les 20<sup>e</sup> et 60<sup>e</sup> percentiles, ordonnés selon les dépenses par tête, non seulement  $g(p) > g$ , mais également  $g(p)$  est croissant. Or, à partir du 60<sup>e</sup> percentile,  $g(p)$  décroît. Dans ces conditions, la diminution des dépenses par tête entre 1994 et 2003 a proportionnellement moins affecté les pauvres, comparativement aux non pauvres. La courbe d'*incidence de croissance*, présentée à la figure A1, en annexes, semble produire une information comparable<sup>41</sup>.

Troisièmement, la prise en considération des milieux rural et urbain relativise sensiblement l'appréciation précédente quant au processus de croissance pro-pauvres. Dans les campagnes, les changements inhérents à l'inégalité, liés au processus de croissance, ont contribué à freiner la progression du *ratio* de pauvreté. Dans ce cas, 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 0,772 pour cent. Mais, l'effet inégalité, à croissance constante, a contrebalancé l'effet de croissance, puisqu'une baisse de un pour cent des dépenses par tête est associée à une diminution de 0,555 pour cent de l'incidence de la pauvreté, via l'effet inégalité. Par conséquent, l'indice de croissance pro-pauvres est inférieur à un – 0,719 –, et le taux de croissance d'équivalent pauvreté est légèrement supérieur au taux de croissance des dépenses par tête. Par contre, le tableau 2 montre que les changements quant aux modifications des dépenses par tête semblent avoir davantage profité aux non pauvres. En effet, pour la profondeur et l'inégalité de la pauvreté, l'effet de distribution a accentué l'effet de croissance, et les taux de croissance d'équivalent pauvreté sont largement inférieurs au taux de croissance des dépenses. Par exemple, en ce qui concerne la profondeur de la pauvreté, l'effet inégalité – 0,931 – accentue l'effet de croissance – 0,350 –, ce qui induit une élasticité totale de la pauvreté de -1,281. Par conséquent, le taux de croissance effectif pour réduire la pauvreté – taux de croissance d'équivalent pauvreté – est inférieur de 3,01

<sup>41</sup> Dans ce cas,  $r(p)$  est le taux de croissance au percentile  $p$ .



pour cent –  $[-(-4,14) - (-1,13)]$  – au taux actuel de croissance. En milieu urbain, la configuration du processus de croissance s'éloigne sensiblement du schéma précédent. Quelle que soit la mesure de la pauvreté, l'effet distribution a renforcé l'effet de croissance pour accentuer l'accroissement de la pauvreté, et le taux de croissance des dépenses excède le taux de croissance d'équivalent pauvreté. Dans ces conditions, l'existence d'une croissance monétaire « anti-pauvres » en milieu urbain entre 1994 et 2003 est probable

La figure A2, en annexes, semble conforter ces résultats. D'une part, dans les zones urbaines, non seulement  $g(p) < 0$ , mais  $g(p)$ , croissant en valeurs négatives jusqu'au 60<sup>e</sup> percentile, est inférieur à  $g$  pour quasiment l'ensemble des  $p < 100$ . Un milieu rural, la condition  $g(p) < g < 0$  prévaut aussi, mais  $g(p)$  est une fonction croissante de  $p$ .

## 2. L'approche non monétaire

Le tableau 2 affiche également les effets de croissance et d'inégalité en termes de variations des privations non monétaires, ainsi que les indicateurs de croissance pro-pauvres afférents à l'approche globale. A cet égard, plusieurs éléments d'analyse suggèrent une forte similitude avec la configuration du processus de croissance monétaire pro-pauvres précédemment décrite.

Premièrement, au niveau de l'économie nationale, un *processus de croissance pro-pauvres* en termes de capacités est mis en évidence au cours de la période 1994-2003. Le tableau 2 suggère que les changements inhérents à l'inégalité des capacités des ménages, associés au processus de croissance, ont contribué à *freiner* la progression de la pauvreté non monétaire. Ainsi, l'indice d'actifs des ménages a baissé de 2,43 pour cent au cours de la période, et, en même temps, la pauvreté non monétaire par rapport au 40<sup>e</sup> percentile de 1994 en termes d'incidence, de profondeur ou d'inégalité a légèrement augmenté. Or, l'élasticité-croissance *partielle*  $\hat{\eta}$ , à inégalité constante, montre qu'une diminution de un pour cent de l'indice d'actifs aurait induit une élévation du ratio de pauvreté non monétaire de 1,128 pour cent. Cependant, l'élasticité *totale* des capacités  $\hat{\omega}$  est seulement de -0,493, ce qui signifie qu'une réduction de un pour cent de l'indicateur de bien-être non monétaire est associée à une croissance de 0,493 pour cent du taux de pauvreté non monétaire. De ce fait, l'indice de croissance pro-pauvres est positif et inférieur à un –  $\varphi = \hat{\omega} / \hat{\eta} = 0,437$  –, car la baisse des capacités des ménages est associée à une augmentation moins que proportionnelle de la pauvreté non monétaire. Comme pour la dimension monétaire, précédemment appréhendée, le caractère pro-pauvres de la variation négative de l'indice d'actifs est dû à l'interférence positive de l'inégalité qui a contribué à réduire la progression des privations. Dans ces conditions, le taux de croissance d'équivalent pauvreté en termes non monétaires est de -1,062. Et, dans la mesure où les capacités des ménages ont diminué de -2,43 pour cent au cours de la période, un taux de croissance d'équivalent pauvreté de -1,062 pour cent signifie que 1,37 pour cent de croissance ont été gagnés –  $[-(-1,062) - (-2,43)]$  –, à cause d'une évolution de la distribution des actifs des ménages plus favorable aux pauvres. Ainsi, au cours de la période 1994-2003, *l'approche globale met en relief une croissance pro-pauvres à la fois par rapport à l'espace de l'utilité et celui des capacités*, les taux de croissance effectifs (négatifs) en termes de réduction de la pauvreté monétaire et non monétaire étant *supérieurs* aux taux de croissance actuels. La prise en considération de l'incidence et de l'inégalité des privations monétaires produit des résultats comparables. Indiquons également que si les écarts sont sensiblement moins élevés lorsque l'espace des capacités est pris en compte, cela est fonction, en partie, du seuil de pauvreté – 40<sup>e</sup> percentile – pris en compte.

Deuxièmement, la figure 1 (partie haute) montre également *une courbe de croissance de pauvreté non monétaire assez similaire à celle des privations monétaires*. Les taux de croissance  $g(p)$  négatifs pour tous les  $p$  impliquent une croissance de la pauvreté entre 1994 et 2003, et, puisque pour l'ensemble des  $p < 100$ ,  $g(p)$  n'est pas supérieur au taux de croissance de l'économie  $g$  – -2,43 pour cent –, le déplacement complet vers le haut de la courbe de Lorenz n'est pas assuré. Cependant, il apparaît que pour la proportion des ménages compris entre les 25<sup>e</sup> et 50<sup>e</sup> percentiles, ordonnés selon l'indice d'actifs,  $g(p)$  est supérieur à  $g$  et croissant, puis décroissant ensuite. De ce fait, le déclin des capacités des ménages entre 1994 et 2003 a proportionnellement moins affecté les pauvres, comparativement aux non pauvres, une situation que semble afficher la *courbe d'incidence de croissance* de la figure A1, en annexes.

Troisièmement, l'examen du processus de croissance selon le milieu renforce l'argumentation précédente. En effet, le tableau 2 montre que la dynamique de l'indice de bien-être non monétaire a été pro-pauvres dans le secteur rural, contrairement à ce qui a prévalu dans les zones urbaines. Ainsi, dans les campagnes, indépendamment de la mesure de la pauvreté – incidence, intensité ou inégalité – par rapport au 40<sup>e</sup> percentile de la distribution de 1994, le taux de croissance d'équivalent pauvreté (négatif) est beaucoup plus élevé que celui de l'indice de bien-être. Par exemple, en ce qui concerne le ratio de pauvreté, le taux de croissance d'équivalent pauvreté des capacités a été de -1,313 pour cent au cours de la période, alors que le taux

de croissance effectif de ces dernières s'est élevé à -4,88 pour cent. Ce résultat est cohérent avec le caractère pro-pauvres de la croissance en termes monétaires dans le même milieu, du moins lorsque le ratio des privations est considéré. Par ailleurs, l'approche partielle relative à la courbe de croissance de pauvreté montre que si les taux de croissance  $g(p)$  sont négatifs – ce qui implique une hausse de la pauvreté –, ils sont quasiment, pour tous les  $p < 100$ , supérieurs à  $g$  – taux de croissance moyen des capacités –, une situation suggérant que les pauvres ruraux ont été, en termes non monétaires, proportionnellement moins désavantagés que les non pauvres – figure A2, en annexes. Dans les zones urbaines, l'inverse prévaut puisque les taux de croissance d'équivalent pauvreté des capacités (négatifs) sont inférieurs aux taux de croissance effectifs, une situation tout à fait comparable à l'approche monétaire. La figure A2, en annexes, met bien en évidence le caractère « anti-pauvres » de la croissance des capacités dans les villes, les  $g(p)$  – négatifs – étant inférieurs à  $g$  pour tout  $p < 100$ .

Ainsi, au Burkina Faso, l'analyse comparative de la croissance pro-pauvres en termes monétaire et non monétaire produit deux conclusions. D'une part, les deux dimensions prises en compte produisent des résultats très similaires, indépendamment des mesures globales ou partielles mises en oeuvre. Au cours de la période 1994-2003, malgré la légère progression de la pauvreté en termes d'utilité ou des capacités, la croissance économique nationale a revêtu un caractère pro-pauvres, dans la mesure où les plus démunis ont été proportionnellement moins affectés que les non pauvres par la baisse des dépenses et des capacités. Néanmoins, cette conclusion doit être nuancée, la croissance monétaire et non monétaire ayant été « anti-pauvres » dans les zones urbaines, et pro-pauvres en milieu rural. Dans le premier cas, la distribution promotionnellement plus défavorable aux pauvres a renforcé l'effet de croissance (négatif), alors que dans le second cas, elle a contribué à atténuer la baisse de la pauvreté. Par conséquent, s'il est acquis que l'appréciation du caractère pro-pauvres de la croissance exige une désagrégation sectorielle – notamment dans un pays comme le Burkina Faso où près des quatre cinquièmes de la population vit dans les campagnes –, la coexistence d'une double approche du phénomène, selon l'utilité et les capacités, peut contribuer à renforcer la robustesse quant à l'évaluation de la dynamique du progrès social. D'autre part, et corrélativement, l'étude ne vérifie pas, au niveau national et dans le secteur rural, l'hypothèse d'une croissance monétaire pro-pauvres en termes absolus au sens de Ravallion et Chen (2003), c'est-à-dire fondée sur une progression des dépenses par tête et, consécutivement, une réduction de la pauvreté (Grimm, Günther, 2004). Par contre, un consensus semble prévaloir quant au caractère anti-pauvres de la croissance monétaire dans les villes, en termes absolus et relatifs. Ces divergences s'expliquent par la procédure utilisée pour déflater les dépenses dans le temps, et la ligne de pauvreté utilisée lors du calcul du taux de croissance pro-pauvres, comme cela a été précédemment indiqué. Par conséquent, l'approche de la croissance pro-pauvres, à la fois par les capacités et l'utilité, peut susciter des questionnements additionnels quant aux méthodologies mises en oeuvre lors de la quête de la dynamique du progrès social, et relativiser les conclusions de certaines études (World Bank, 2005c). Dans la présente recherche, il est assez troublant d'observer l'absence de conséquences dans la pratique des divergences théoriques entre l'espace de l'utilité et celui des capacités. De ce fait, il pourrait être opportun de suggérer qu'une approche duale de la mesure de la croissance pro-pauvres soit effectuée dans d'autres pays, non seulement pour tester la robustesse des comparaisons de bien-être, mais également pour mieux apprécier les progrès par rapport aux objectifs du millénaire.

## 5. Croissance « pro-pauvres » et inégalité

Les éléments précédents suggèrent des tester la robustesse de certains faits stylisés concernant la relation entre la pauvreté, la croissance économique et l'inégalité, en particulier l'impact de l'inégalité et des indicateurs de bien-être sur la pauvreté monétaire et non monétaire, au cours de la période 1994-2003, à l'aide d'une analyse économétrique spatiale.

### 1. Pauvreté et inégalité initiale

La relation entre la variation de la pauvreté et l'inégalité *initiale* du bien-être au niveau régional est appréhendée à l'aide des modèles (2) et (3), reportés aux tableaux 3 et 4. Ces estimations économétriques suivent les spécifications simples, proposés par Ravallion (1997, 2004a), selon lesquelles le taux de variation de la pauvreté est proportionnel au taux de croissance corrigé de la distribution, ce dernier étant la différence logarithmique de l'indicateur de bien-être multipliée par un terme, linéaire ou non linéaire, relatif à la

**Tableau 3 : Coefficients de régression des déterminants de la croissance du ratio de pauvreté monétaire au cours de la période 1994-2003 – Burkina Faso**

Modèle	Modèle avec erreur spatiale <sup>1</sup> – Variable dépendante : croissance provinciale du ratio de pauvreté [ $\Delta \log(P0)$ ] <sup>2</sup>															
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)		(8)	
Paramètre	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>
Constante	-0,064	-0,956	-0,056	-0,825	-0,036	-0,491	-0,044	-0,292	-0,065	-3,030**	-0,066	-3,069**	-0,112	-4,926**	-0,0780	-2,670**
$\Delta \log(\text{dépenses}/\text{tête})^4$	-1,627	-7,578**	-	-	-	-	-	-	-2,994	14,145**	-1,790	16,662**	-1,446	-2,101**	-1,134	-1,669**
(1-Gini94)* $\Delta \log(\text{dépenses}/\text{tête})^6$	-	-	-2,668	-7,393**	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(1-Gini94) <sup>3</sup> * $\Delta \log(\text{dépenses}/\text{tête})^6$	-	-	-	-	-6,497	-6,423**	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$\Delta \log(\text{Gini})$ - relatif <sup>f</sup>	-	-	-	-	-	-	2,017	1,579	-	-	3,152	7,823**	2,993	8,732**	-1,433	-0,541
$\Delta \log(\text{Gini})$ - absolu <sup>g</sup>	-	-	-	-	-	-	-	-	1,186	7,728**	-	-	-	-	-	-
$\Delta \log(\text{dépenses}/\text{tête})^4 * \text{dépenses}/\text{tête}^{94}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,422	-4,641**	-0,455	-3,094**
$\Delta \log(\text{dépenses}/\text{tête})^4 * \text{Gini}^{94}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2,757	1,500	2,374	1,047
$\Delta \log(\text{Gini})^4 * \text{dépenses}/\text{tête}^{94}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,333	-0,594
$\Delta \log(\text{Gini})^4 * \text{Gini}^{94}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	14,516	1,703**
$\lambda s^9$	0,145	0,578	0,139	0,554	0,148	0,591	0,405	1,917*	-0,627	-2,363**	-0,597	-2,234**	-0,323	-1,167	-0,326	-1,180
Log vraisemblance	-7,65		-8,15		-10,71		-22,08		-6,19		-6,63		14,34		15,83	
R <sup>2</sup> (Buse)/Schwartz <sup>10</sup>	0,657/22,10		0,646/23,11		0,579/28,22		0,077/50,97		0,905/-2,18		0,906/-3,05		0,934/-11,68		0,940/-7,84	
Hétéroscédasticité:																
Breusch-Pagan spatial	0,16 (0,689)		0,45 (0,499)		0,01 (0,936)		0,58 (0,447)		9,57 (0,008)		2,00 (0,367)		8,17 (0,085)		15,40 (0,000)	
Dépendance spatiale :																
LR (erreur) <sup>11</sup>	0,20 (0,654)		0,18 (0,666)		0,21 (0,643)		2,43 (0,119)		4,14 (0,042)		3,84 (0,050)		0,96 (0,328)		3,84 (0,050)	
LM (retard) <sup>12</sup>	0,21 (0,647)		0,25 (0,614)		0,53 (0,468)		0,32 (0,570)		0,03 (0,867)		0,03 (0,864)		0,03 (0,853)		0,00 (0,991)	
Test facteur commun : <sup>13</sup>																
Wald	0,07 (0,785)		0,11 (0,741)		0,30 (0,581)		0,00 (0,999)		1,48 (0,475)		1,25 (0,534)		5,51 (0,239)		11,55 (0,072)	
N	30		30		30		30		30		30		30		30	

(1) Les modèles (1) à (8) sont avec un terme aléatoire spatialement dépendant ; (2) Les lignes de pauvreté sont de 41 425 et 82 672 F.Cfa, respectivement, en 1994-95 et 2003 (Lachaud, 2005a) ; (3) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; (4) Les dépenses par tête sont exprimées aux prix de 2003 en déflant celles de 1994 par le ratio des lignes de pauvreté (82 672/41 425) ; (5) Le niveau de développement initial est appréhendé par les dépenses par tête divisées par le seuil de pauvreté (identique pour chaque région) ; (6) Coefficient de Gini des dépenses en termes d'individus d'une province. La variable Gini94 est le coefficient de Gini pour l'année initiale 1994 ; (7) Indice de Gini habituel au niveau des provinces ; (8) Version absolue de l'indice de Gini : ( $\mu * G$ ), si  $\mu$  et  $G$  représentent, respectivement, les dépenses moyennes et l'indice de Gini relatif au niveau provincial ; (9)  $\lambda s$  est le coefficient de  $W\epsilon_i$  ; (10) Le R<sup>2</sup> est un pseudo-R<sup>2</sup> ajusté selon Buse, et est en principe comparable entre les modèles de régression spatiaux (Anselin, 1988). Le critère de Schwartz permet une correction du maximum de vraisemblance – le meilleur modèle est celui pour lequel la valeur est la plus faible ; (11) Test de dépendance spatiale avec erreur ; (12) Test de dépendance spatiale avec variable dépendante retardée ; (13) Le modèle avec erreur spatiale est un cas particulier du modèle auto-régressif, ou « modèle du facteur commun ». On peut en effet écrire le modèle sans contrainte :  $\Delta \log(P0)_i = \lambda_i W \Delta \log(P0)_i + X_i \beta + \lambda_i W X_i \gamma + \epsilon_{i,t}$ . La spécificité du modèle est la contrainte non linéaire des coefficients : (i) spatialement retardé ( $\lambda_i$ ) ; (ii) des variables explicatives ( $\beta$ ) ; (iii) et des variables explicatives spatialement retardées ( $\gamma$ ). Le test est :  $H_0: \lambda_i * \beta = \gamma$ . Si la statistique est significative, le modèle avec erreur spatiale est non approprié. En effet, la validité de la formulation du modèle de l'erreur spatiale implique que les coefficients de  $W X$  soient égaux au produit du coefficient de  $W \Delta \log(P0)$  par les coefficients de  $X$ , précédés du signe moins.

Note : \*\* = significatif à 1 pour cent ; \* = significatif entre 5 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 2003.

**Tableau 4 : Coefficients de régression des déterminants de la croissance du ratio de pauvreté non monétaire – 40<sup>e</sup> percentile – au cours de la période 1994-2003 – Burkina Faso**

Modèle	Modèle avec erreur spatiale <sup>1</sup> – Variable dépendante : croissance provinciale du ratio de pauvreté non monétaire par rapport au 40 <sup>e</sup> percentile de 1994 [ $\Delta \log(P0_{40p})$ ] <sup>2</sup>															
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)		(8)	
Paramètre	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>
Constante	0,056	0,664	0,060	0,716	0,068	0,817	0,105	0,976	0,024	0,319	0,024	0,319	-0,050	-0,664	-0,103	-4,301*
$\Delta \log(\text{actifs}/\text{ménage})^4$	-2,014	-2,244*	-	-	-	-	-	-	-4,756	-3,140**	-3,570	-3,273**	5,278	1,077	4,084	2,794*
(1-Gini94) $\Delta \log(\text{actifs}/\text{ménage})^6$	-	-	-2,474	-2,244*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(1-Gini94) <sup>3</sup> * $\Delta \log(\text{actifs}/\text{ménage})^6$	-	-	-	-	-3,676	-2,229*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$\Delta \log(\text{Gini})$ - relatif <sup>f</sup>	-	-	-	-	-	-	0,064	0,130	-	-	1,188	2,122*	0,640	1,125	-5,334	-4,607*
$\Delta \log(\text{Gini})$ - absolu <sup>g</sup>	-	-	-	-	-	-	-	-	1,188	2,121*	-	-	-	-	-	-
$\Delta \log(\text{actifs}/\text{ménage})^4 * \text{actifs}/\text{ménage}^{94}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-1,147	-2,854*	-1,344	-6,949*
$\Delta \log(\text{actifs}/\text{ménage})^4 * \text{Gini}^{94}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	52,084	1,467	80,747	4,087*
$\Delta \log(\text{Gini})^4 * \text{actifs}/\text{ménage}^{94}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,655	19,172*
$\Delta \log(\text{Gini})^4 * \text{Gini}^{94}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-25,377	-3,968*
$\lambda s^9$	-0,044	-0,165	-0,042	-0,155	-0,035	-0,131	0,146	0,585	-0,112	-0,414	-0,112	-0,415	-0,264	-0,955	-0,191	-0,696
Log vraisemblance	-19,88		-19,87		-19,89		-21,99		-17,80		-17,80		-14,03		24,71	
R <sup>2</sup> (Buse)/Schwartz <sup>10</sup>	0,144/62,56		0,144/46,55		0,142/46,58		0,001/50,79		0,263/45,81		0,263/45,81		0,448/45,08		0,957/-25,62	
Hétéroscédasticité:																
Breusch-Pagan spatial	4,56 (0,033)		4,43 (0,035)		3,99 (0,045)		0,06 (0,808)		3,72 (0,156)		3,77 (0,152)		12,50 (0,013)		4,45 (0,616)	
Dépendance spatiale :																
LR (erreur) <sup>11</sup>	0,02 (0,893)		0,01 (0,899)		0,01 (0,914)		0,26 (0,612)		0,11 (0,740)		0,11 (0,740)		0,55 (0,457)		0,35 (0,554)	
LM (retard) <sup>12</sup>	1,02 (0,312)		0,96 (0,326)		0,88 (0,348)		0,38 (0,537)		0,46 (0,495)		0,46 (0,495)		0,02 (0,876)		0,38 (0,539)	
Test facteur commun : <sup>13</sup>																
Wald	1,19 (0,275)		1,12 (0,290)		1,00 (0,316)		1,31 (0,252)		1,38 (0,500)		1,38 (0,500)		3,30 (0,509)		6,51 (0,367)	
N	30		30		30		30		30		30		30		30	

(1) Les modèles (1) à (8) sont avec un terme aléatoire spatialement dépendant ; (2) Le ratio de pauvreté non monétaire est déterminé par rapport au 40<sup>e</sup> percentile de l'indice d'actifs des ménages de 1994-95 (Lachaud, 2005a) ; (3) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; (4) Variation de l'indice d'actif au niveau provincial entre 1994-95 et 2003 ; (5) Le niveau de développement est appréhendé par l'indice d'actifs de 1994 (non divisé par le seuil de pauvreté du 40<sup>e</sup> percentile) ; (6) Coefficient de Gini de l'indice d'actifs en termes de ménages d'une province. La variable Gini94 est le coefficient de Gini pour l'année initiale 1994 ; (7) Indice de Gini habituel au niveau des provinces ; (8) Version absolue de l'indice de Gini : ( $\mu * G$ ), si  $\mu$  et  $G$  représentent, respectivement, l'indice d'actifs moyen et l'indice de Gini relatif au niveau provincial ; (9)  $\lambda s$  est le coefficient de  $W\epsilon_i$  ; (10) Le R<sup>2</sup> est un pseudo-R<sup>2</sup> ajusté selon Buse, et est en principe comparable entre les modèles de régression spatiaux (Anselin, 1988). Le critère de Schwartz permet une correction du maximum de vraisemblance – le meilleur modèle est celui pour lequel la valeur est la plus faible ; (11) Test de dépendance spatiale avec erreur ; (12) Test de dépendance spatiale avec variable dépendante retardée ; (13) Le modèle avec erreur spatiale est un cas particulier du modèle auto-régressif, ou « modèle du facteur commun ». On peut en effet écrire le modèle sans contrainte :  $\Delta \log(P0)_i = \lambda_i W \Delta \log(P0)_i + X_i \beta + \lambda_i W X_i \gamma + \epsilon_{i,t}$ . La spécificité du modèle est la contrainte non linéaire des coefficients : (i) spatialement retardé ( $\lambda_i$ ) ; (ii) des variables explicatives ( $\beta$ ) ; (iii) et des variables explicatives spatialement retardées ( $\gamma$ ). Le test est :  $H_0: \lambda_i * \beta = \gamma$ . Si la statistique est significative, le modèle avec erreur spatiale est non approprié. En effet, la validité de la formulation du modèle de l'erreur spatiale implique que les coefficients de  $W X$  soient égaux au produit du coefficient de  $W \Delta \log(P0)$  par les coefficients de  $X$ , précédés du signe moins.

Note : \*\* = significatif à 1 pour cent ; \* = significatif entre 5 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 2003.

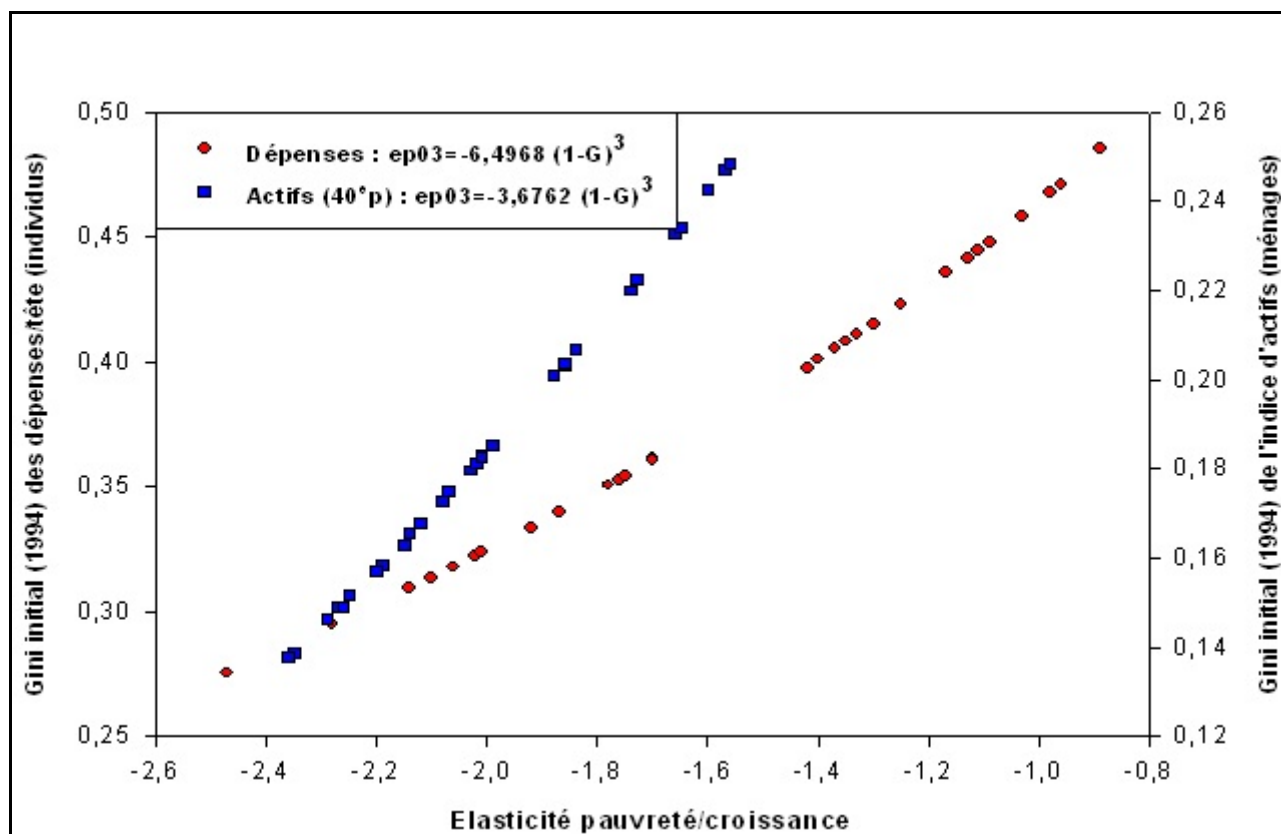


Figure 2 : Elasticités de la pauvreté par rapport à la croissance (1994-2003) selon le *niveau initial de l'inégalité (1994)*, en termes monétaires et d'actifs des ménages – Burkina Faso

distribution –  $[(1 - \text{Gini de } 1994)^\Gamma]^{42}$ . Cette formulation montre que, pour des valeurs de  $\Gamma > 1$ , plus l'inégalité initiale est forte, plus l'impact de la croissance économique sur l'élasticité de la pauvreté est faible.

Sur un plan purement économétrique, on note que les modèles avec erreur spatiale (2) et (3) sont exempts d'hétéroscédasticité à un pour cent, bien que le test de Breusch-Pagan spatial soit significatif à cinq pour cent dans le cas du ratio et de l'intensité de la pauvreté non monétaire – tableaux 4 et A3, en annexes. De même, dans ces deux modèles, le coefficient auto-régressif  $\lambda_s$  du terme aléatoire spatialement retardé n'est pas significatif, et les tests du multiplicateur de Lagrange – LM (retard) – montrent que le modèle spatial alternatif auto-régressif mixte n'est pas approprié. Dans ce contexte, les tableaux 3 et 4 affichent des *valeurs négatives et significatives* pour les coefficients du taux de croissance corrigé de la distribution, indépendamment du modèle et de l'indicateur de bien-être adopté. En ce qui concerne le ratio de pauvreté monétaire, les coefficients du paramètre de proportionnalité sont de -2,668 et -6,497, respectivement, pour les estimations linéaire et non linéaire, contre, respectivement, -2,474 et -3,676 dans le cas de l'approche non monétaire. Par ailleurs, la comparaison des pseudo- $R^2$  (Buse) ou des critères de Schwartz montre que l'ajout du terme d'interaction relatif à l'inégalité initiale, par rapport au simple taux de croissance des dépenses ou de l'indice d'actifs, n'améliore pas le pourcentage de variance expliquée.

La figure 2 reproduit la variation non linéaire – modèle (3) – de l'élasticité du *ratio de pauvreté* par rapport à l'indicateur de bien-être, en fonction de l'indice de Gini initial (1994), et permet de formuler plusieurs observations. Premièrement, on observe que l'élasticité est d'autant plus faible que l'indice de Gini initial est élevé, un résultat en accord avec les études consacrées à ce sujet, fondées, la plupart du temps, sur des analyses transversales entre pays (Ravallion, 2004a ; Bourguignon, 2003 ; Cord, Lopez, Page, 2003), et, parfois, relatives à un pays au niveau régional (Ravallion, Chen, 2004 ; Menezes-Filho, Vasconcellos, 2004). A cet égard, on constate que l'élasticité *moyenne* du ratio de pauvreté monétaire est un peu moins élevée que celle de l'incidence des privations des capacités, bien que l'étendue de la variation soit plus grande dans le premier cas. En effet, les élasticités estimées à la moyenne des indices de Gini sont de -1,513 et de -1,971, respectivement, dans les

<sup>42</sup> L'élasticité de la pauvreté par rapport à la variation de l'indicateur de bien-être est donnée par le coefficient de régression multiplié par le terme de distribution, soit  $\beta^*(1 - \text{Gini de } 1994)^\Gamma$ . Dans le cas où la relation est non linéaire, la valeur de  $\Gamma$  est de 3,031, selon une estimation inhérente à 62 pays (Ravallion, 2004a). Dans la présente étude,  $\Gamma = 3$ .

premier et second cas. Or, l'élasticité-croissance monétaire varie de -0,890 pour un coefficient de Gini de 0,485 en 1994, à -2,470 lorsque l'indicateur d'inégalité initiale est de 0,275<sup>43</sup>. En ce qui concerne l'élasticité-croissance du ratio de pauvreté des capacités, elle varie de -1,560 (Gini = 0,248) à -2,360 (Gini = 0,138)<sup>44</sup>. Les modèles linéaires produisent des résultats qui s'inscrivent dans ce schéma. Ainsi, les régions les plus inégalitaires en termes monétaires ou des capacités devront avoir des taux de croissance relativement élevés pour réduire rapidement la pauvreté. Inversement, l'inégalité élevée peut contribuer à protéger les pauvres lors de chocs macro-économiques de grande ampleur, une observation qui peut se révéler importante dans un pays essentiellement rural où le taux de création des richesses varie largement avec les conditions climatiques. Observons aussi que les élasticités moyennes corrigées de la distribution initiale sont comparables – bien qu'un peu plus faibles – à celles des modèles (1), admettant une élasticité constante entre la réduction de la pauvreté et la croissance. Deuxièmement, la comparaison des tableaux 3 et 4, d'une part, et A2 et A3, en annexes, d'autre part, montre que, pour un niveau d'inégalité initiale donné, la sensibilité de la pauvreté (monétaire ou des capacités) à la variation de l'indicateur de bien-être croît avec le coefficient d'aversion pour la pauvreté. En d'autres termes, les élasticités sont moins élevées pour l'incidence que pour l'intensité de la pauvreté. Les tableaux A2 et A3 des modèles (2) et (3), relatifs à la variation de l'intensité de la pauvreté monétaire et des capacités (P1), mettent en évidence des coefficients du facteur de proportionnalité négatifs et significatifs, mais plus élevés en valeur absolue que ceux des mêmes modèles qui se rapportent à P0, affichés aux tableaux 3 et 4. Ainsi, les élasticités moyennes de l'intensité des privations monétaires et des capacités sont, respectivement, de -1,888 et -2,999, contre, respectivement, -1,641 et -2,010 pour l'incidence. Les figures A3 et A4, en annexes, illustrent ce résultat. Troisièmement, les données montrent que les élasticités de pauvreté monétaire et non monétaire sont les plus faibles dans les provinces de l'Ouest, du Centre-Ouest et du Centre, où le niveau de développement est relativement le plus élevé<sup>45</sup>. Or, ces provinces soit sont très tributaires des cultures arachidières et cotonnières, sensibles aux conditions climatiques (Ouest), soit englobent les grandes agglomérations, notamment la capitale. Par conséquent, la forte inégalité monétaire et non monétaire qui prévaut dans ces régions peut, dans une certaine mesure, réduire les risques de l'environnement macro-économique instable.

## 2. Pauvreté, distribution et développement initial

En réalité, l'inégalité initiale n'est pas le seul facteur interférant dans la relation entre la pauvreté et la croissance économique. A cet égard, la modélisation économétrique spatiale produits plusieurs conclusions.

En premier lieu, il apparaît que si l'évolution de l'indicateur de bien-être est un déterminant décisif de la variation de la pauvreté au cours de la période 1994-2003, les changements de la distribution constituent également un facteur important. Ce constat prévaut quel que soit l'espace et la mesure de la pauvreté pris en compte. En effet, s'agissant du *ratio de pauvreté monétaire* (tableau 3), la comparaison des modèles (1) et (6) montre que ce dernier, prenant en compte la variation de l'indice de Gini des dépenses, accroît sensiblement l'explication des variations des privations monétaires. Par rapport au modèle (1), admettant simplement une élasticité constante entre l'évolution de la pauvreté et la croissance, le pseudo R<sup>2</sup> de Buse passe de 0,657 à 0,906, et le critère de Schwartz, corrigeant le maximum de vraisemblance, est réduit de 22,10 à -3,05. Il est à remarquer également que, dans ce cas, l'approche économétrique spatiale est justifiée, puisque le coefficient auto-régressif  $\lambda_s$  du terme aléatoire spatialement retardé est significatif<sup>46</sup>. Ainsi, tous les coefficients sont significatifs aux seuils conventionnels, et ont le signe escompté : la croissance économique réduit la pauvreté, et la variation de l'inégalité est positivement reliée à cette dernière. Les élasticités respectives sont de -1,790 et 3,152, des résultats assez proches de ceux d'autres études transversales entre pays (Corde, Lopez, Page, 2003 ; Adams,

<sup>43</sup> Ces résultats précédents sont assez comparables avec ceux inhérents aux analyses transversales entre pays. Par exemple, à l'aide d'un échantillon de 62 pays, Ravallion (2004a) observe une variation de l'élasticité de la pauvreté monétaire par rapport à la croissance de -0,6 à -4,3, ce qui signifie que dans les pays fortement inégalitaires, la sensibilité de la pauvreté à la croissance est faible.

<sup>44</sup> Il est à noter qu'il s'agit d'élasticités *totales* puisque la distribution varie, alors que lors de la décomposition des effets de croissance et de distribution, des élasticités *partielles* sont générées, la distribution étant constante.

<sup>45</sup> Les élasticités monétaires sont inférieures à -1,5 dans les provinces suivantes : Bougouriba, Boulkiembe, Comoé, Gnazourgou, Gourma, Houët, Kadiogo, Kossi et Poni. S'agissant des élasticités non monétaires, elles sont inférieures à -1,9 dans les provinces précédentes, auxquelles il faut ajouter celles de Sanguié, Sissili et du Mouhoun.

<sup>46</sup> En même temps, le test du multiplicateur de Lagrange – LM (retard) – montre que le modèle auto-régressif mixte n'est pas approprié.

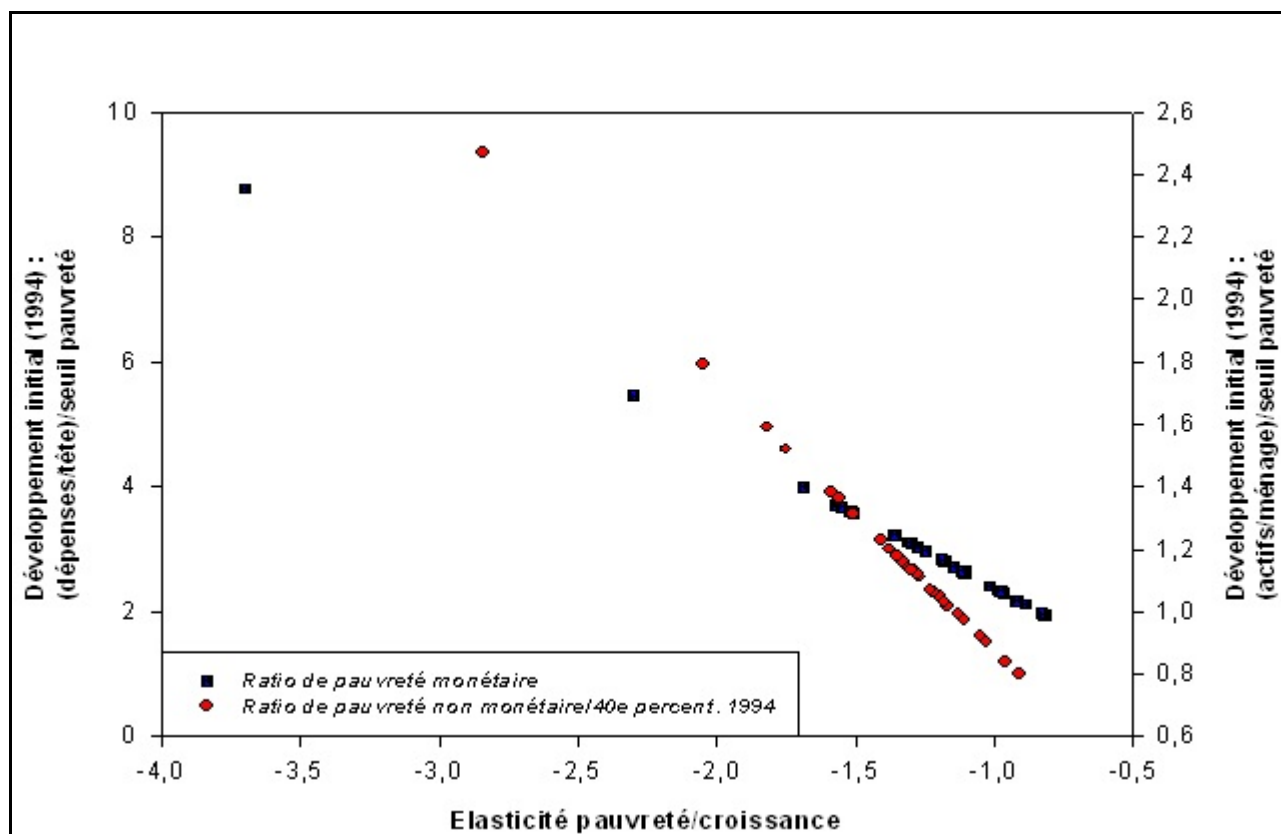


Figure 3 : Elasticités de la pauvreté par rapport à la croissance (1994-2003) selon le *niveau initial de développement (1994)*, en termes monétaires et d'actifs des ménages – Burkina Faso

2004)<sup>47</sup> ou régions (Menezes-Filho, Vasconcellos, 2004). La considération de l'intensité de la pauvreté monétaire s'inscrit dans ce schéma, bien que les élasticité soient un peu plus élevées – tableau A2, en annexes. De la même manière, la variation du niveau *et* de la distribution des *capacités* influence la dynamique des privations non monétaires au cours de la période 1994-2003, les coefficients étant significatifs aux seuils habituels. Comme précédemment, la comparaison des modèles (1) et (6), affichés au tableau 4, indique que l'introduction de l'inégalité des capacités induit un quasi-doublement du pseudo-R<sup>2</sup> de Buse – 0,144 à 0,263 –, tandis que le critère de Schwartz est réduit d'un tiers. Néanmoins, l'élasticité-croissance du ratio de la pauvreté non monétaire est plus importante que celle des privations monétaires – -3,570 contre -1,790 –, et inversement pour celles inhérentes à la distribution. Par ailleurs, trois éléments d'analyse doivent être notés. Tout d'abord, ces résultats prévalent également lorsque l'intensité (P1) de la pauvreté (monétaire et des capacités) est prise en compte, mais, dans ce cas, les élasticité sont beaucoup plus élevées – tableaux A2 et A3, en annexes. Ensuite, on observe que le rôle de la variation de l'inégalité du bien-être dans l'explication de la dynamique de pauvreté est relativement indépendant de l'indicateur des disparités, et de la mesure des privations. En effet, la comparaison des modèles (5) et (6) montre un accroissement de la variance expliquée quasi-similaire lorsque l'introduction de la variation de la distribution des dépenses ou des capacités est effectuée à l'aide du coefficient de *Gini absolu*, comparativement au Gini relatif – tableaux 3 et 4, et A2 et A3. Néanmoins, les modèles (5) et (6) indiquent que le contrôle par l'inégalité en termes absolus rehausse sensiblement la valeur des élasticité-croissance de la pauvreté. Quoiqu'il en soit, au niveau provincial, le rôle différencié de l'inégalité *relative* par rapport à l'inégalité *absolue* en termes de réduction de la pauvreté monétaire ou des capacités n'est pas mis en évidence, contrairement aux enseignements de certaines études transversales sur les pays en développement (Ravallion, 2003, 2005a). Enfin, le modèle simple (4) montre l'inexistence d'une relation inverse non-conditionnelle entre la variation de la pauvreté et l'évolution de l'inégalité relative, quel que soit l'espace considéré – utilité ou capacités. Ce résultat prévaut lorsque l'inégalité absolue des capacités est prise en compte,

<sup>47</sup> Toutefois, les résultats de la présente étude ne sont comparables à ceux de Adams (2004) que lorsque ce dernier considère la variation du PIB par tête pour les 60 pays en développement, sauf ceux d'Europe de l'Est et d'Asie Centrale, au cours des années 1980 et 1990. Dans ce cas, en contrôlant par la variation de l'inégalité, l'élasticité-croissance de P0 est de -2,267. Inversement, l'élasticité distribution de P0 est de 3,034.

mais une relation inverse est observée entre la croissance de l'inégalité *absolue* des dépenses et celle de la pauvreté<sup>48</sup>.

En deuxième lieu, l'analyse comparative montre que, toutes choses égales par ailleurs, l'effet de la croissance sur la réduction de la pauvreté, monétaire ou non monétaire, est plus fort lorsque le niveau *initial* de développement est élevé, ce dernier étant appréhendé pour 1994 par le ratio entre l'indicateur de bien-être et la ligne de pauvreté. Les coefficients des modèles (7) et (8), affichés aux tableaux 3, 4, A2 et A3, en annexes, sont négatifs et significatifs, et la proportion de la variance expliquée est accrue avec l'introduction des termes d'interaction – y compris l'inégalité initiale. Toutefois, sur un plan économétrique, deux observations peuvent être présentées. D'une part, le modèle (8), supposant que l'effet des changements de la distribution sur la variation de la pauvreté dépend à la fois du niveau initial de développement et du niveau initial de l'inégalité, est plus approprié dans le cas des capacités que pour l'analyse en termes d'utilité. En effet, qu'il s'agisse du ratio ou de l'intensité de la pauvreté non monétaire, l'incorporation de ces deux derniers paramètres double quasiment la proportion de variance expliquée, appréhendée par le R<sup>2</sup> de Buse<sup>49</sup> (tableaux 4 et A3). Or, en ce qui concerne les privations monétaires, la proportion de variance expliquée augmente faiblement lorsque l'on compare les modèles (7) et (8) des tableaux 3 ou A2. D'autre part, bien que le coefficient du terme d'interaction entre la croissance et l'inégalité initiale du modèle (7) soit positif – l'effet de la croissance sur la pauvreté est plus faible lorsque l'inégalité initiale est élevée –, il n'est pas systématiquement significatif. En effet, le rôle de l'inégalité initiale influence uniquement la variation de l'intensité de la pauvreté monétaire lorsque l'on contrôle par le niveau de développement initial [modèle (7), tableau A2], et systématiquement toutes les mesures des privations non monétaires si l'on considère que l'effet des changements de la distribution sur la variation de la pauvreté dépend à la fois du niveau initial de développement *et* du niveau initial de l'inégalité [modèle (8), tableaux 4 et A2]. Ainsi, selon les modèles (7), affichés au tableau 3 et A2, au point moyen du taux de croissance des dépenses par tête (-6,84 pour cent), une augmentation d'un écart-type du niveau initial de développement en termes monétaires accroît le taux ou l'intensité de la pauvreté de 3,7 pour cent au cours de la période. De même, s'agissant des capacités, au point moyen du taux de croissance de l'indice d'actifs des ménages (-2,43 pour cent), une augmentation d'un écart-type du niveau initial de développement en termes non monétaires élève le taux et l'intensité de la pauvreté, respectivement, de 0,8 et de 0,6 pour cent entre 1994 et 2003. Indiquons que les résultats concernant l'approche monétaire de la croissance pro-pauvres sont cohérents avec ceux d'autres analyses transversales entre pays – (Bourguignon, 2003) – ou régions – (Menezes-Filho, Vasconcellos, 2004). Néanmoins, la présente recherche montre aussi l'absence de contradiction entre les approches monétaire et des capacités. La figure 3, fondée sur les coefficients des modèles (7), illustre la relation entre le développement initial des différentes provinces et l'élasticité de l'incidence de la pauvreté monétaire et non monétaire par rapport à l'indicateur de bien-être approprié, toutes choses égales par ailleurs.

## 6. Conclusion

La recherche propose de contribuer au débat sur la croissance pro-pauvres, et présente une nouvelle évidence empirique pour le Burkina Faso, incorporant à la fois les dimensions de l'utilité et des capacités. A cet égard, l'analyse suggère plusieurs conclusions.

Premièrement, l'analyse comparative de la croissance pro-pauvres en termes monétaire et non monétaire montre que les deux dimensions produisent des résultats très similaires, indépendamment des mesures globales ou partielles mises en oeuvre. Au cours de la période 1994-2003, malgré la légère progression de la pauvreté en termes d'utilité ou des capacités, la croissance économique nationale a été pro-pauvres, dans la mesure où les plus démunis ont été proportionnellement moins affectés que les non pauvres par la baisse des dépenses et des capacités. Cependant, cette conclusion doit être nuancée, la croissance monétaire et non monétaire ayant été « anti-pauvres » dans les zones urbaines, et pro-pauvres en milieu rural. Quoiqu'il en soit, la coexistence d'une double approche du phénomène – utilité et capacités –, peut contribuer à renforcer la robustesse quant à l'évaluation de la dynamique du progrès social. A cet égard, et corrélativement, l'étude ne vérifie pas, au niveau national et dans le secteur rural, l'hypothèse d'une croissance monétaire pro-pauvres en termes absolus au sens de Ravallion et Chen (2003), c'est-à-dire fondée sur une augmentation des dépenses par tête et, consécutivement, une réduction de la pauvreté (Grimm, Günther, 2004). Par contre, un consensus semble prévaloir quant au caractère anti-pauvres de la croissance monétaire dans les villes, en termes absolus et relatifs.

<sup>48</sup> Le résultat n'est pas reproduit.

<sup>49</sup> De même, le tableau 4 montre que le passage du modèle (7) au modèle (8) induit une variation du coefficient de Schwartz de 45,08 à -25,62.

Ces divergences s'expliquent à la fois par la procédure utilisée pour déflater les dépenses dans le temps, et l'adoption de la ligne de pauvreté lors du calcul du taux de croissance pro-pauvres. Dans ces conditions, l'approche de la croissance pro-pauvres par les capacités et l'utilité, peut susciter des questionnements additionnels quant aux méthodologies mises en oeuvre lors de la quête de la dynamique du progrès social, et relativiser les conclusions de certaines études. Dans la présente recherche, le fait de constater l'inexistence de conséquences dans la pratique des divergences théoriques entre l'espace de l'utilité et celui des capacités est assez fascinant. Pour cette raison, une approche duale de la mesure de la croissance pro-pauvres dans d'autres pays pourrait être opportune, non seulement pour tester la robustesse des comparaisons de bien-être, mais également pour mieux apprécier les progrès par rapport aux objectifs du millénaire.

Deuxièmement, cette approche duale de la croissance pro-pauvres permet de tester la robustesse de certaines relations postulées entre la pauvreté, la croissance économique et l'inégalité. A cet égard, l'analyse comparative, mobilisant l'économétrie spatiale, vérifie deux faits stylisés. D'une part, l'élasticité provinciale de la pauvreté monétaire ou des capacités par rapport à l'indicateur de bien-être approprié est d'autant plus faible que l'indice de Gini initial (monétaire ou non monétaire) est élevé, bien que l'élasticité *moyenne* du ratio de pauvreté monétaire soit un peu moins élevée que celle de l'incidence des privations des capacités. Ainsi, l'élasticité monétaire varie de -0,890 pour un coefficient de Gini de 0,485 en 1994, à -2,470 lorsque l'indicateur d'inégalité initiale est de 0,275. En ce qui concerne l'élasticité du ratio de pauvreté des capacités, elle varie de -1,560 (Gini = 0,248) à -2,360 (Gini = 0,138). Par ailleurs, pour un niveau d'inégalité initiale donné, la sensibilité de la pauvreté (monétaire ou des capacités) à la variation de l'indicateur de bien-être croît avec le coefficient d'aversion pour la pauvreté. De plus, les élasticités de pauvreté monétaire et non monétaire sont les plus faibles dans les provinces de l'Ouest, du Centre-Ouest et du Centre, où le niveau de développement est relativement le plus élevé. Or, ces provinces sont très tributaires des cultures arachidières et cotonnières, sensibles aux conditions climatiques, soit englobent les grandes agglomérations, notamment la capitale. De ce fait, la forte inégalité monétaire et non monétaire qui prévaut dans ces régions est susceptible de réduire les risques de l'environnement macro-économique instable. D'autre part, alors que la variation de l'indicateur de bien-être est un déterminant décisif de la variation de la pauvreté au cours de la période 1994-2003, les changements de la distribution des dépenses ou des capacités constituent également un facteur important, si l'on en juge par rapport au supplément de variance expliquée par rapport au modèle simple admettant uniquement une élasticité constante entre l'évolution de la pauvreté et la croissance. En outre, l'analyse comparative montre que l'effet de la croissance sur la réduction de la pauvreté monétaire ou non monétaire est plus fort lorsque le niveau initial de développement est élevé, ce dernier étant appréhendé pour 1994 par le ratio entre l'indicateur de bien-être et la ligne de pauvreté. Ainsi, des estimations économétriques montrent qu'au point moyen du taux de croissance des dépenses par tête, une augmentation d'un écart-type du niveau initial de développement en termes monétaires accroît le taux ou l'intensité de la pauvreté de 3,7 pour cent au cours de la période. De même, s'agissant des capacités, une augmentation d'un écart-type du niveau initial de développement en termes non monétaire élève, en moyenne, le taux de pauvreté de 0,8 pour cent entre 1994 et 2003.

En définitive, l'approche de la croissance pro-pauvres en termes des capacités peut concourir non seulement à vérifier la robustesse de la dynamique du processus de croissance économique au niveau d'un ou plusieurs pays, compte tenu des controverses conceptuelles et méthodologiques en matière d'analyse de la pauvreté, mais également à proposer une approximation de ce dernier en l'absence d'informations fiables sur les conditions de vie monétaires des ménages. Dans cette éventualité, la mobilisation des enquêtes démographiques et de santé constitue une option méthodologique possible. Néanmoins, l'idée d'une substitution acceptable entre les deux approches appelle d'autres études de cas.

### Références bibliographiques

Adams, R.H. 2004. « Economic Growth, Inequality and Poverty: Estimating the Growth Elasticity of Poverty », *World Development*, 32(12) : 1989-2014.

Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methodes and Models*, Dordrecht, Kluwer Academic.

Atkinson, A. 1987. « On the Measurement of Poverty », *Econometrica*, 55 : 749-764.

Atkinson, A., Brandolini, A. 2004. *Global World Inequality: Absolute, relative or Intermediate?*, Paper Prepared for the 28th General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth, Cork, Ireland, August 22-28.



- Bere, A. 2003. *Evaluation participative de la pauvreté. Processus systématique de consultation*, Ouagadougou, Institut national de la statistique et de la démographie, Ministère de l'économie et du développement.
- Bhagwati, J.N. 1988. « Poverty and Public Policy », *World Development*, 16 : 539-654.
- Bhalla, S. 2002. *Imagine There's No Country: Poverty, Inequality and Growth in the Era of Globalization*, Washington, Institute for International Economics.
- Bigsten, A., Shimeles, A. 2003. *Prospects for 'Pro-Poor' Growth in Africa*, Göteborg, Department of Economics, Göteborg University.
- Bourguignon, F. 2003. « The Growth Elasticity of Poverty Reduction; Explaining Heterogeneity Across Countries and Time Periods », in T. Eicher and S. Turnovsky, eds. *Inequality and Growth. Theory and Policy Implications*, Cambridge: The MIT Press.
- Bourguignon, F., Morrisson, Ch., 2002. « Inequality among World Citizens: 1820-1992 », *American Economic Review*, 92 (4) : 727-44.
- Chen, S, Ravallion, M. 2001. « How Did the World's Poorest Fare in the 1990s? », *Review of Income and Wealth*, 47 : 283-300.
- Cord, L., Lopez, J.H., Page, J. 2003. 'When I Use a Word...'. *Pro-Poor Growth and poverty Reduction*, Washington, mimeo, 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.
- Grimm, M., Günther, I. 2004. *How to Achieve Pro-Poor Growth in a Poor Economy. The Cas of Burkina Faso*, Göttingen, mimeo, September 29, University of Göttingen.
- Grimm, M., Günther, I. 2005. *Growth and Poverty in Burkina F. A Reassessment of the Paradox*, Paris, DT/2005-07, DIAL.
- Grinspun, A. 2004. *Pro-Poor Growth: Finding the Holy Grail*, Washington, One Pager 6, December, International Poverty Center, United Nations Development Programme.
- INSD 1996. *Le profil de pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, Etude statistique nationale, Institut National de la statistique et de la démographie.
- . 2000. *Profil et évolution de la pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, Etude statistique nationale, Institut National de la statistique et de la démographie.
- . 2004. *Burkina Faso : La pauvreté en 2003*, Ouagadougou, Etude statistique nationale, version provisoire, Institut National de la statistique et de la démographie.
- 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 62, World Bank.
- 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.

- Kakwani, N., Khandker, S., Son, H.H. 2004. *Pro-Poor Growth: Concepts and Measurement with Country Case Studies*, Washington, Working Paper 1, International Poverty Center, United Nations Development Programme.
- Klasen, S. 2005. *Economic Growth and Poverty Reduction: Measurements and Policies Issues*, Paris, Working Paper 246, OCDE Development Centre.
- Kraay, A. 2004. *When is Growth Pro-Poor? Cross-Country Evidence*, Washington, Policy Research Working Paper 3225, March, World Bank.
- Lachaud, J.-P. 2001. *La dynamique de pauvreté au Burkina Faso : éléments d'analyse*, Ouagadougou, Programme des nations unies pour le développement.
- . 2003a. *La croissance économique en Afrique sub-saharienne est-elle « pro-pauvres » ?* Bordeaux, Document de travail 83, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- . 2003b. *Dynamique de pauvreté, inégalité et urbanisation au Burkina Faso*, Pessac, Presses universitaires de Bordeaux.
- . 2004. *La pauvreté a-t-elle augmenté ou diminué au Burkina Faso ? Evidence empirique fondée sur une approche monétaire micro-multidimensionnelle*, Bordeaux, Document de travail 103, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- . 2005a. *A la recherche de l'insaisissable dynamique de pauvreté au Burkina Faso. Une nouvelle évidence empirique* Bordeaux, Document de travail 116, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- . 2005b. « Crise ivoirienne, envoi de fonds et pauvreté au Burkina Faso », *Revue Tiers Monde*, 183 (XLVI) : 651-673.
- LeSage, J.-P. 1998. *Spatial Econometrics*, Toledo, University of Toledo.
- Lewis, W.A. 1954. « Economic Development with Unlimited Supplies of Labour », *Manchester School of Economics and Social Studies*, 22 : 139:91.
- Lopez, J.H. 2004a. *Pro-Poor Growth: A Review of What We Know (And of What We Don't)*, Washington, mimeo, World Bank.
- Lopez, H. 2004b. *A Pro-Poor-Pro-growth: Is There a Trade Off?*, Washington, Policy Research Working Paper No. 3378, World Bank.
- Lopez, H. 2005. *Growth and Inequality. Are They Connected ?*, Washington, mimeo, March, World Bank.
- Lopez, H., Serven, L. 2004. « The Mechanics of Growth-Poverty-Inequality Relationship », Washington, Mimeo, World Bank.
- Menezes-Filho, N., Vasconcellos, L. 2004. *Has Economic Growth Been Pro-Poor in Brazil? Why?*, São Paulo, Operationalising Pro-Poor Growth, University of São Paulo.
- Milanovic, B. 2005. *Worlds Apart: International and Global Inequality 1950-2000*, Princeton, N.J., Princeton University Press.
- Osmani, S. 2005. *Defining Pro-Poor Growth*, Washington, One Pager 9, January, International Poverty Center, United Nations Development Programme.
- Ravallion, M. 1997. « Can High-Inequality Developing Countries Escape Absolute Poverty », *Economics Letters*, 56 : 51-57.
- Ravallion, M. 2003. *The Debate on Globalization, Poverty and Inequality: Why Measurement Matters*, Washington, mimeo, World Bank.
- . 2004a. *Pro-Poor Growth: A Primer*, Washington, Policy Research Working Paper 3242, World Bank.
- . 2004b. *Defining Pro-Poor Growth: A Response to Kakwani*, Washington, One Pager 4, November, International Poverty Center, United Nations Development Programme.
- . 2005a. *A Poverty-Inequality Trade-off?*, Washington, Policy Research Working Paper 3279, World Bank.

- . 2005b. *Inequality is Bad for the Poor*, Washington, mimeo, June, World Bank.
- Ravallion, M., Chen, S. 2003. « Measuring Pro-Poor Growth », *Economics Letters*, 78 : 93-99.
- . 2004. *China (Uneven) Progress Against Poverty*, Washington, Policy Research Working Paper 3408, World Bank.
- Seers, D., 1970. « Quelques idées suggérées par le programme d'emploi pour la Colombie », *Revue internationale du travail*, 102 (4) : 415-430.
- Sen, A. 1981. *Poverty and Famines. An Essay on Entitlement and Deprivation*, Oxford, Clarendon Press.
- . 1985. *Commodities and Capabilities*. Amsterdam, North-Holland.
- . 1992. *Inequality Rexamined*, Oxford, Clarendon Press.
- Son, H.,H. 2004. « A Note on Pro-Poor Growth », *Economic Letters*, 82 : 307-314.
- Son, H.H., Kakwani, N., 2004. *Economic Growth and Poverty Reduction*, Washington, Working Paper 2, International Poverty Center, United Nations Development Programme.
- Stewart, F., Streeten, P. 1971. « Conflicts between Output and Employment Objectives in Developing Countries », *Oxford Economic Papers*, 23 : 145-68.
- Tesliuc, E.D. 2004. *Burkina Faso : Quid de la pauvreté ?*, Ouagadougou, miméo, Institut national de la statistique et de la démographie.
- UEMOA 2003. *Rapport semestriel de la surveillance multilatérale*, Ouagadougou, juillet, UEMOA.
- UNCTAD 2002. *The Least Developed Countries Report*, Geneva, United Nations.
- UNDP 2005. *Human Development Report 2005. International Cooperation at a Crossroads. Aid, Trade and Security in an Unequal World*, New York, United Nations Development Programme.
- World Bank 2003. *Country at a Glance. Burkina Faso*, <http://www.worldbank.org/data/countrydata/countrydata.html>.
- World Bank 2005a. *Burkina Faso at a Glance*, [http://devdata.worldbank.org/AAG/bfa\\_aag.pdf](http://devdata.worldbank.org/AAG/bfa_aag.pdf).
- World Bank 2005b. *World Development Report 2006. Equity and Development*, <http://www.worldbank.org>.
- World Bank 2005c. *Pro-Poor Growth in the 1990s. Operationalizing Pro-Poor Growth from 14 Countries*, Washington, World Bank.

## Annexes

Tableau A1 : Statistiques relatives aux analyses en composantes principales non linéaire fondées sur les actifs des ménages – Burkina Faso 1994, 1998 & 2003<sup>1</sup>

Année	EP I 1994		Année	EP II 1998		Année	EP III 2003	
	Dimension			Dimension			Dimension	
	1	2		1	2		1	2
Paramètre		Paramètre		Paramètre				
<b>Corrélations entre composantes et variables initiales</b>								
<b>1. Actifs physiques</b>			<b>1. Actifs physiques</b>			<b>1. Actifs physiques</b>		
<b>(i) Habitation</b>			<b>(i) Habitation</b>			<b>(i) Habitation</b>		
Personnes/pièce	0,266	-0,063	Personnes/pièce	0,324	-0,171	Personnes/pièce	0,230	-0,473
Matériau des murs	0,755	-0,094	Matériau des murs	0,757	-0,088	Matériau des murs	0,760	-0,040
Matériau du toit	0,684	-0,529	Matériau du toit	0,689	-0,463	Matériau du toit	0,622	0,251
Matériau du sol	0,732	-0,466	Matériau du sol	0,736	-0,398	Matériau du sol	0,764	0,155
Type d'aisance	0,735	-0,328	Type d'aisance	0,787	-0,218	Type d'aisance	0,754	0,097
Evacuation des ordures	0,562	0,001	Evacuation des ordures	0,532	-0,102	Evacuation des ordures	0,683	-0,040
Eau potable pour boisson	0,792	-0,082	Eau potable pour boisson	0,807	-0,117	Eau potable pour boisson	0,826	-0,010
Energie cuisson aliments	0,492	0,303	Energie cuisson aliments	0,497	0,202	Energie cuisson aliments	0,509	-0,350
Energie l'éclairage	0,770	0,138	Energie l'éclairage	0,606	-0,158	Energie l'éclairage	0,817	-0,046
<b>(ii) Biens durables</b>			<b>(ii) Biens durables</b>			<b>(ii) Biens durables</b>		
Réfrigérateur	0,654	0,503	Réfrigérateur	0,643	0,505	Réfrigérateur	0,689	0,007
Télévision	0,731	0,305	Télévision	0,729	0,315	Télévision	0,791	0,042
Radio	0,538	-0,328	Radio	0,447	-0,238	Radio	0,336	0,569
Machine à coudre	0,258	0,012	Machine à coudre	0,186	0,013	Machine à coudre	0,194	0,199
Cuisinière moderne – gaz	0,724	0,262	Cuisinière moderne – gaz	0,740	0,268	Cuisinière moderne – gaz	0,745	-0,144
Bicyclette	-0,068	0,001	Bicyclette	-0,159	0,167	Bicyclette	-0,148	0,673
Mobylette, moto	0,618	-0,252	Mobylette, moto	0,575	-0,059	Mobylette, moto	0,597	0,265
Automobile	0,504	0,484	Automobile	0,519	0,513	Automobile	0,533	0,077
Téléphone	0,507	0,507	Téléphone	0,496	0,540	Téléphone	0,700	-0,005
<b>2. Actifs humains</b>			<b>2. Actifs humains</b>			<b>2. Actifs humains</b>		
Instruction du chef	0,739	0,214	Instruction du chef	0,765	0,143	Instruction du chef	0,776	-0,162
Taux de non-éducation combiné/ménage	0,678	-0,272	Taux de non-éducation combiné/ménage	0,694	-0,232	Taux de non-éducation combiné/ménage	0,667	-0,117
<b>3. Actifs sociaux - transferts réels reçus</b>			<b>3. Actifs sociaux - transferts réels reçus</b>			<b>3. Actifs sociaux - transferts réels reçus</b>		
	0,336	-0,134		0,142	-0,120		0,137	-0,085
<b>Récapitulatif du modèle</b>								
Alpha de Cronbach <sup>2</sup> total = 0,943	0,916	0,511	Alpha de Cronbach <sup>2</sup> total = 0,936	0,911	0,433	Alpha de Cronbach <sup>2</sup> total = 0,942	0,923	0,305
Total (valeur propre) total = 9,774	7,823	1,950	Total (valeur propre) total = 9,249	7,546	1,703	Total (valeur propre) total = 9,680	8,270	1,410
% de variance expliquée total = 46,542	37,254	9,288	% de variance expliquée total = 44,045	35,933	8,112	% de variance expliquée total = 46,094	39,379	6,714
N – ménages	8608		N – ménages	8311		N – ménages	8053	

(1) Voir Lachaud (2004a, tableau A1) pour la spécification des variables ; (2) Basée sur la valeur propre totale.

Source : Lachaud (2005a).

**Tableau A2 : Coefficients de régression des déterminants de la croissance de l'intensité de la pauvreté monétaire au cours de la période 1994-2003 – Burkina Faso**

Modèle	Modèle avec erreur spatiale <sup>1</sup> – Variable dépendante : croissance provinciale de l'incidence de la pauvreté [ $\Delta \log(P1)$ ] <sup>2</sup>															
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)		(8)	
	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>
Constante	0,019	0,125	0,029	0,196	0,052	0,352	0,021	0,089	-0,009	-0,422	-0,012	-0,538	-0,049	-2,449*	-0,009	-0,372
$\Delta \log(\text{dépenses/tête})^4$	<b>-2,056</b>	<b>-6,166**</b>	-	-	-	-	-	-	<b>-4,769</b>	<b>21,437**</b>	<b>-2,464</b>	<b>22,931**</b>	<b>-2,740</b>	<b>-4,119*</b>	<b>-1,958</b>	<b>-3,087*</b>
(1-Gini94) $\Delta \log(\text{dépenses/tête})^4$	-	-	<b>-3,364</b>	<b>-6,059**</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(1-Gini94) <sup>3</sup> $\Delta \log(\text{dépenses/tête})^4$	-	-	-	-	<b>-8,108</b>	<b>-5,408**</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$\Delta \log(\text{Gini})$ - relatif <sup>5</sup>	-	-	-	-	-	-	<b>4,482</b>	<b>2,883**</b>	-	-	<b>6,030</b>	<b>14,952**</b>	<b>5,848</b>	<b>18,248*</b>	-0,064	-0,026
$\Delta \log(\text{Gini})$ - absolu <sup>6</sup>	-	-	-	-	-	-	-	-	<b>2,268</b>	<b>14,059**</b>	-	-	-	-	-	-
$\Delta \log(\text{dépenses/tête})^4 \text{dépenses/tête}^{94}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	<b>-0,414</b>	<b>-4,568*</b>	<b>-0,238</b>	<b>-1,892**</b>
$\Delta \log(\text{dépenses/tête})^4 \text{Gini}^{94}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	<b>4,271</b>	<b>2,397*</b>	0,877	0,422
$\Delta \log(\text{Gini})^4 \text{dépenses/tête}^{94}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,535	1,136
$\Delta \log(\text{Gini})^4 \text{Gini}^{94}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	11,278	1,444
$\lambda s^8$	<b>0,442</b>	<b>2,171*</b>	<b>0,428</b>	<b>2,073*</b>	<b>0,400</b>	<b>1,890*</b>	<b>0,525</b>	<b>2,832**</b>	<b>-0,641</b>	<b>-2,424**</b>	<b>-0,607</b>	<b>-2,274**</b>	<b>-0,524</b>	<b>-1,929**</b>	<b>-0,765</b>	<b>-3,025*</b>
Log vraisemblance	-19,77		-20,07		-21,88		-28,50		4,54		6,50		14,51		17,48	
R <sup>2</sup> (Buse)/Schwartz <sup>10</sup>	0,559/46,34		0,550/46,95		0,494/50,57		0,211/63,79		0,948/1,11		0,953/-2,80		0,971/-12,01		0,980/-11,16	
Hétéroscédasticité:																
Breusch-Pagan spatial	0,01 (0,915)		0,06 (0,803)		0,06 (0,807)		0,44 (0,508)		8,93 (0,011)		1,65 (0,438)		6,67 (0,154)		23,83 (0,000)	
Dépendance spatiale:																
LR (erreur) <sup>11</sup>	2,43 (0,119)		2,26 (0,132)		1,95 (0,162)		4,78 (0,029)		3,75 (0,053)		3,44 (0,063)		2,17 (0,140)		3,59 (0,006)	
LM (retard) <sup>12</sup>	1,20 (0,274)		1,28 (0,257)		1,63 (0,203)		0,29 (0,587)		0,98 (0,322)		1,03 (0,309)		1,05 (0,306)		0,78 (0,378)	
Test facteur commun : <sup>13</sup>																
Wald	0,11 (0,741)		0,16 (0,689)		0,37 (0,542)		0,03 (0,860)		3,94 (0,139)		3,86 (0,145)		5,24 (0,263)		10,29 (0,112)	
N	30		30		30		30		30		30		30		30	

(1) Les modèles (1) à (8) sont avec un terme aléatoire spatialement dépendant ; (2) Les lignes de pauvreté sont de 41 425 et 82 672 F.Cfa, respectivement, en 1994-95 et 2003 (Lachaud, 2005a) ; (3) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; (4) Les dépenses par tête sont exprimées aux prix de 2003 en déflatant celles de 1994 par le ratio des lignes de pauvreté (82 672/41 425) ; (5) Le niveau de développement initial est appréhendé par les dépenses par tête divisées par le seuil de pauvreté (identique pour chaque région) ; (6) Coefficient de Gini des dépenses en termes d'individus d'une province. La variable Gini94 est le coefficient de Gini pour l'année initiale 1994 ; (7) Indice de Gini habituel au niveau des provinces ; (8) Version absolue de l'indice de Gini : ( $\mu^*G$ ), si  $\mu$  et  $G$  représentent, respectivement, les dépenses moyennes et l'indice de Gini relatif au niveau provincial ; (9)  $\lambda s$  est le coefficient de  $W_6$ ; (10) Le R<sup>2</sup> est un pseudo-R<sup>2</sup> ajusté selon Buse, et est en principe comparable entre les modèles de régression spatiaux (Anselin, 1988). Le critère de Schwartz permet une correction du maximum de vraisemblance – le meilleur modèle est celui pour lequel la valeur est la plus faible ; (11) Test de dépendance spatiale avec erreur ; (12) Test de dépendance spatiale avec variable dépendante retardée ; (13) Le modèle avec erreur spatiale est un cas particulier du modèle auto-régressif, ou « modèle du facteur commun ». On peut en effet écrire le modèle sans contrainte :  $\Delta \log(P1)_{it} = \lambda W \Delta \log(P1)_{it} + X_{it}\beta + \lambda WX_{it}\gamma + \zeta_{it}$ . La spécificité du modèle est la contrainte des coefficients : (i) spatialement retardé ( $\lambda$ ) ; (ii) des variables explicatives ( $\beta$ ) ; (iii) et des variables explicatives spatialement retardées ( $\gamma$ ). Le test est :  $H_0: \lambda * \beta = \gamma$ . Si la statistique est significative, le modèle avec erreur spatiale est non approprié. En effet, la validité de la formulation du modèle de l'erreur spatiale implique que les coefficients de  $WX$  soient égaux au produit du coefficient de  $W \Delta \log(P1)$  par les coefficients de  $X$ , précédés du signe moins.

Note : \* = significatif à 1 pour cent ; \*\* = significatif entre 5 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 2003.

**Tableau A3 : Coefficients de régression des déterminants de la croissance de l'intensité de la pauvreté non monétaire – 40<sup>e</sup> percentile – au cours de la période 1994-2003 – Burkina Faso**

Modèle	Modèle avec erreur spatiale <sup>1</sup> – Variable dépendante : croissance provinciale de l'incidence de la pauvreté non monétaire par rapport au 40 <sup>e</sup> percentile de 1994 [ $\Delta \log(P1_{40p})$ ] <sup>2</sup>															
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)		(8)	
	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>	$\beta$	t <sup>3</sup>
Constante	0,104	1,050	0,109	1,116	0,121	1,249	0,176	1,319	0,055	0,700	0,055	0,701	0,023	0,293	-0,037	-0,823
$\Delta \log(\text{actifs/ménage})^4$	<b>-2,990</b>	<b>-3,364*</b>	-	-	-	-	-	-	<b>-7,182</b>	<b>-5,379*</b>	<b>-5,355</b>	<b>-5,555*</b>	-0,517	-0,120	-1,198	-0,570
(1-Gini94) $\Delta \log(\text{actifs/ménage})^4$	-	-	<b>-3,702</b>	<b>-3,698*</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(1-Gini94) <sup>3</sup> $\Delta \log(\text{actifs/ménage})^4$	-	-	-	-	<b>-5,584</b>	<b>-3,441*</b>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$\Delta \log(\text{Gini})$ - relatif <sup>5</sup>	-	-	-	-	-	-	0,106	0,201	-	-	<b>1,830</b>	<b>3,729*</b>	<b>1,390</b>	<b>2,675*</b>	<b>-2,976</b>	<b>1,842**</b>
$\Delta \log(\text{Gini})$ - absolu <sup>6</sup>	-	-	-	-	-	-	-	-	<b>1,829</b>	<b>3,727*</b>	-	-	-	-	-	-
$\Delta \log(\text{actifs/ménage})^4 \text{actifs/ménage}^{94}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	<b>-0,837</b>	<b>-2,267*</b>	<b>-1,023</b>	<b>-3,830*</b>
$\Delta \log(\text{actifs/ménage})^4 \text{Gini}^{94}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	46,631	1,456	<b>70,530</b>	<b>2,552*</b>
$\Delta \log(\text{Gini})^4 \text{actifs/ménage}^{94}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	<b>0,540</b>	<b>10,943*</b>
$\Delta \log(\text{Gini})^4 \text{Gini}^{94}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	<b>-23,885</b>	<b>-2,737*</b>
$\lambda s^8$	0,133	0,528	0,131	0,520	0,128	0,506	0,269	1,148	0,084	0,327	0,084	0,325	0,032	0,121	0,248	0,043
Log vraisemblance	-19,33		-19,25		-19,15		-23,97		-13,64		-13,63		-11,24		-12,68	
R <sup>2</sup> (Buse)/Schwartz <sup>10</sup>	0,274/45,46		0,278/45,30		0,283/45,11		0,001/54,75		0,507/37,48		0,507/37,47		0,584/39,48		0,913/-1,56	
Hétéroscédasticité:																
Breusch-Pagan spatial	4,06 (0,044)		4,23 (0,040)		4,21 (0,040)		0,01 (0,943)		4,17 (0,124)		4,19 (0,123)		10,97 (0,027)		9,95 (0,126)	
Dépendance spatiale:																
LR (erreur) <sup>11</sup>	0,21 (0,647)		0,20 (0,651)		0,19 (0,660)		1,11 (0,292)		0,08 (0,779)		0,08 (0,780)		0,01 (0,912)		1,15 (0,283)	
LM (retard) <sup>12</sup>	0,63 (0,428)		0,61 (0,433)		0,60 (0,439)		0,01 (0,921)		0,66 (0,415)		0,67 (0,414)		0,14 (0,706)		0,23 (0,631)	
Test facteur commun : <sup>13</sup>																
Wald	0,70 (0,402)		0,68 (0,411)		0,64 (0,422)		0,65 (0,419)		1,08 (0,584)		1,07 (0,584)		1,84 (0,765)		3,22 (0,780)	
N	30		30		30		30		30		30		30		30	

(1) Les modèles (1) à (8) sont avec un terme aléatoire spatialement dépendant ; (2) Le ratio de pauvreté non monétaire est déterminé par rapport au 40<sup>e</sup> percentile de l'indice d'actifs des ménages de 1994-95 (Lachaud, 2005a) ; (3) Probabilité « two-tailed » que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; (4) Variation de l'indice d'actif au niveau provincial entre 1994-95 et 2003 ; (5) Le niveau de développement est appréhendé par l'indice d'actifs de 1994 (non divisé par le seuil de pauvreté du 40<sup>e</sup> percentile) ; (6) Coefficient de Gini de l'indice d'actifs en termes de ménages d'une province. La variable Gini94 est le coefficient de Gini pour l'année initiale 1994 ; (7) Indice de Gini habituel au niveau des provinces ; (8) Version absolue de l'indice de Gini : ( $\mu^*G$ ), si  $\mu$  et  $G$  représentent, respectivement, l'indice d'actifs moyen et l'indice de Gini relatif au niveau provincial ; (9)  $\lambda s$  est le coefficient de  $W_6$ ; (10) Le R<sup>2</sup> est un pseudo-R<sup>2</sup> ajusté selon Buse, et est en principe comparable entre les modèles de régression spatiaux (Anselin, 1988). Le critère de Schwartz permet une correction du maximum de vraisemblance – le meilleur modèle est celui pour lequel la valeur est la plus faible ; (11) Test de dépendance spatiale avec erreur ; (12) Test de dépendance spatiale avec variable dépendante retardée ; (13) Le modèle avec erreur spatiale est un cas particulier du modèle auto-régressif, ou « modèle du facteur commun ». On peut en effet écrire le modèle sans contrainte :  $\Delta \log(P1)_{it} = \lambda W \Delta \log(P1)_{it} + X_{it}\beta + \lambda WX_{it}\gamma + \zeta_{it}$ . La spécificité du modèle est la contrainte non linéaire des coefficients : (i) spatialement retardé ( $\lambda$ ) ; (ii) des variables explicatives ( $\beta$ ) ; (iii) et des variables explicatives spatialement retardées ( $\gamma$ ). Le test est :  $H_0: \lambda * \beta = \gamma$ . Si la statistique est significative, le modèle avec erreur spatiale est non approprié. En effet, la validité de la formulation du modèle de l'erreur spatiale implique que les coefficients de  $WX$  soient égaux au produit du coefficient de  $W \Delta \log(P1)$  par les coefficients de  $X$ , précédés du signe moins.

Note : \* = significatif à 1 pour cent ; \*\* = significatif entre 5 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 2003.

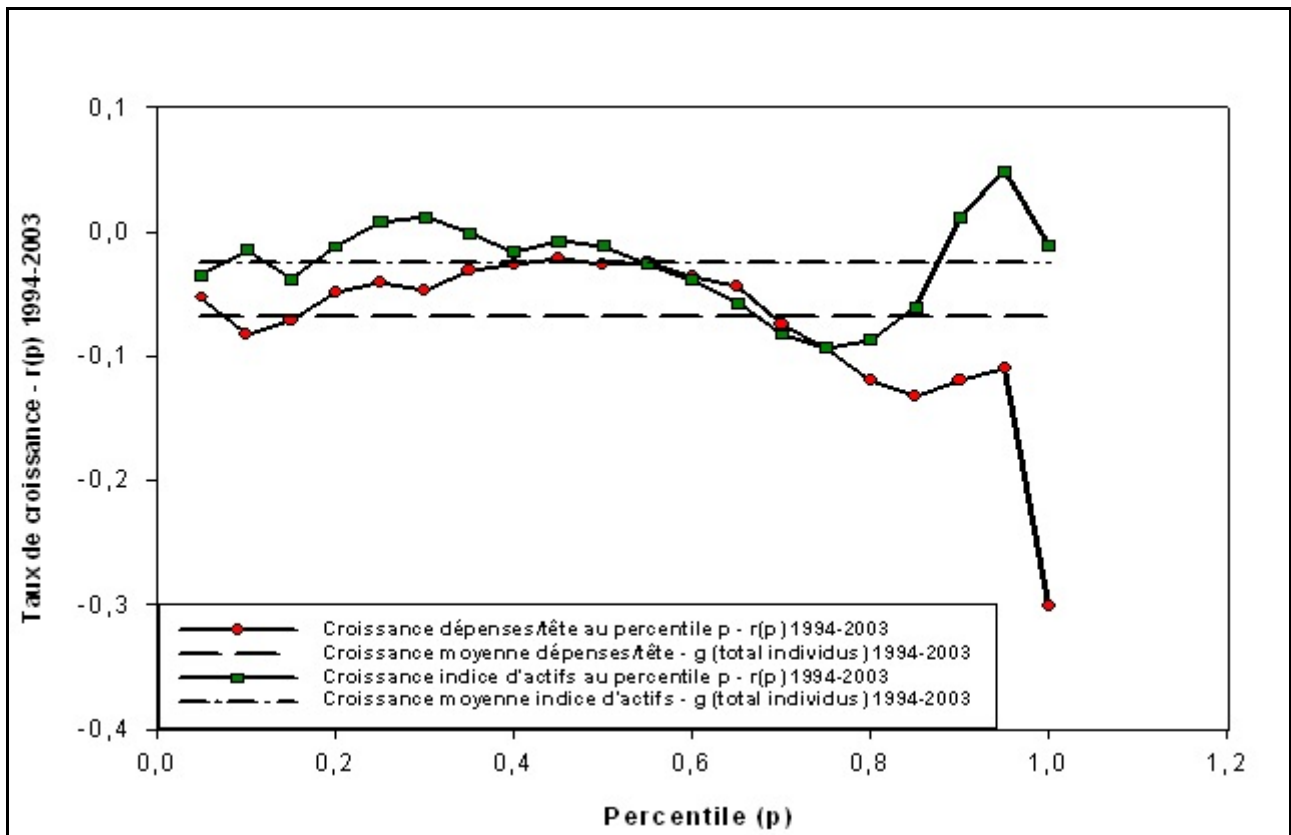


Figure A1 : Courbes d'incidence de croissance au niveau national en termes de dépenses par tête et d'actifs des ménages – Burkina Faso 1994-95-2003

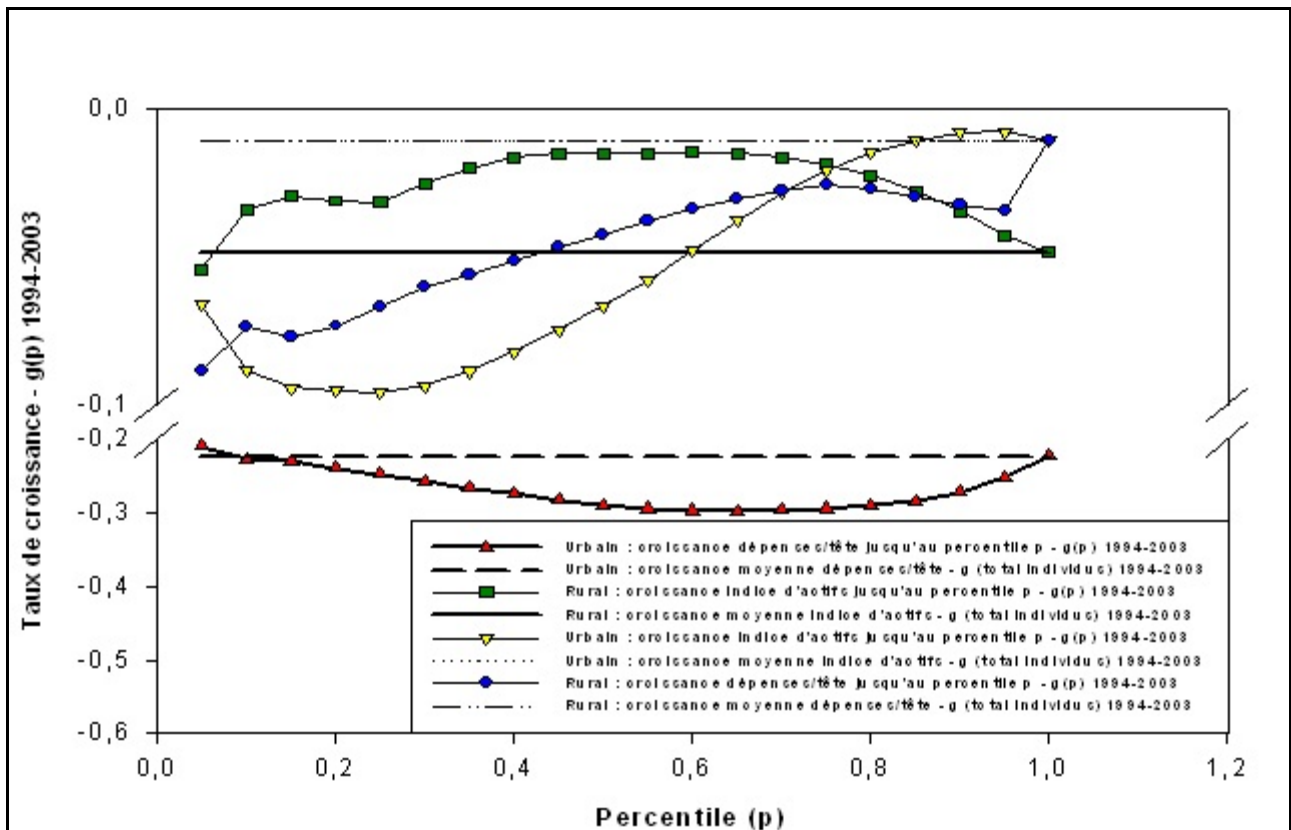


Figure A2 : Courbes de croissance de pauvreté selon le milieu en termes de dépenses par tête et d'actifs des ménages – Burkina Faso 1994-95-2003

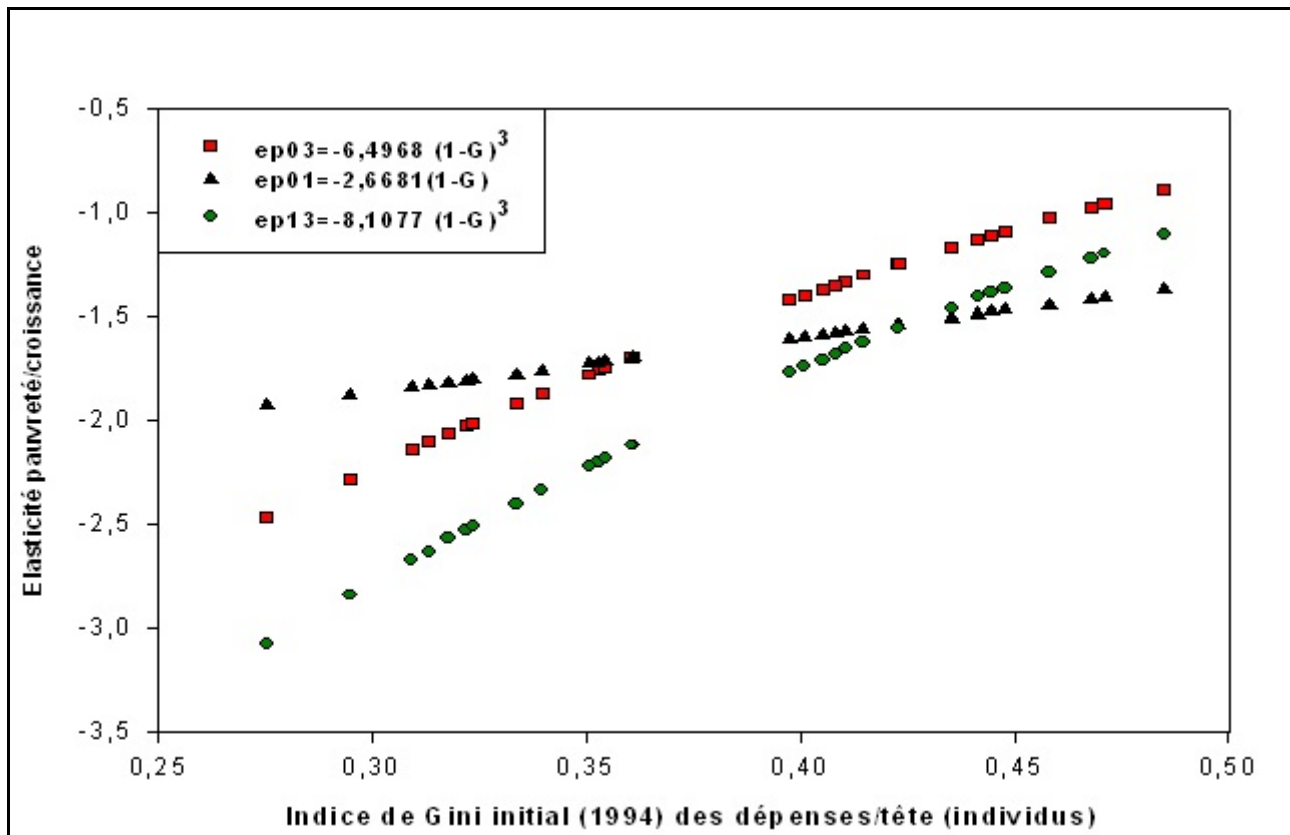


Figure A3 : Elasticités de la pauvreté monétaire par rapport à la croissance des dépenses (1994-2003) selon l'inégalité initiale (1994) – Burkina Faso

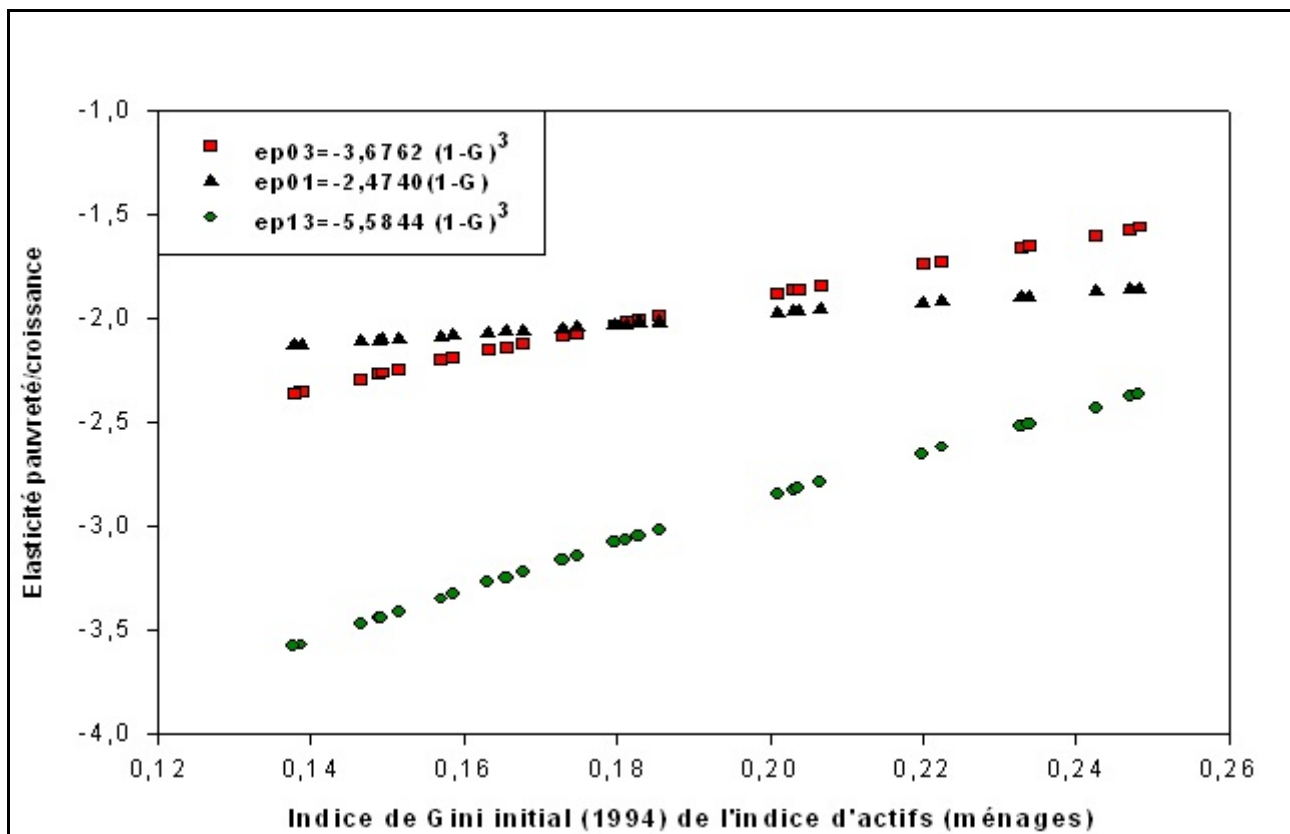


Figure A4 : Elasticités de la pauvreté non monétaire par rapport à la croissance de l'indice d'actifs (1994-2003) selon l'inégalité initiale (1994) – Burkina Faso