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

Document de travail

DT/126/2006

La croissance pro-pauvres au Burkina Faso. L'éviction partielle de l'axiome d'anonymat en présence de données transversales

par

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

Avenue Léon Duguit - 33608 Pessac (France) - tél : 0556842938 - fax : 0556848506
ced@u-bordeaux4.fr
http://ced.u-bordeaux4.fr

La croissance pro-pauvres au Burkina Faso. L'éviction partielle de l'axiome d'anonymat en présence de données transversales

Jean-Pierre Lachaud, Professeur

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

Université Montesquieu-Bordeaux IV - France

Résumé :

L'étude propose de contribuer au débat sur la croissance pro-pauvres au Burkina Faso, et présente une nouvelle évidence empirique, fondée sur une approche *ex ante* du bien-être à partir de données transversales, permettant de lever partiellement l'« axiome d'anonymat » – identifier les effets de croissance et de distribution selon les formes de pauvreté et de vulnérabilité, entre 1994-95 et 2003. Premièrement, au niveau de l'ensemble de l'économie, la mise en évidence du caractère pro-pauvres de la croissance négative des dépenses, en présence de l'axiome d'anonymat, imputable à l'interférence positive de l'inégalité, contribuant à réduire la *progression* des privations, contraste avec les enseignements de l'approche *ex ante* du bien-être, suggérant un processus de croissance, certes pro-pauvres, mais plus complexe. En effet, la *baisse* de la pauvreté durable et transitoire involutive est due à l'interférence positive de l'inégalité, ce qui signifie que la récession des dépenses des ménages au cours de la période a été *fortement pro-pauvres durables et pro-pauvres transitoires involutifs*. Par contre, les changements inhérents à l'inégalité n'ont contribué qu'à freiner marginalement la *progression* de la pauvreté transitoire évolutive – *processus faiblement pro-pauvres*. Deuxièmement, l'analyse selon le milieu révèle également un processus de croissance contrasté en fonction des formes de pauvreté. D'une part, dans les villes, alors que l'approche en termes de bien-être *ex post* évoque l'existence d'une croissance « anti-pauvres », la récession des dépenses des ménages urbains au cours de la période a été seulement *anti-pauvres durables,* la dynamique des formes transitoires de pauvreté exhibant un processus de croissance *faiblement pro-pauvres.* D'autre part, en milieu rural, l'analyse en présence de l'axiome d'anonymat enseigne que les changements inhérents à l'inégalité ont contribué à freiner la progression du *ratio* de pauvreté globale. Or, si la dynamique de pauvreté durable et transitoire involutive traduit un processus de croissance *pro-pauvres,* s'agissant de la pauvreté transitoire évolutive, un processus de croissance *anti-pauvres* semble prévaloir. Les courbes de croissance de pauvreté illustrent ces évolutions. Ainsi, la distinction des formes de pauvreté, fondée sur une dissociation ex ante du bien-être et de la vulnérabilité, contribue à mieux caractériser le processus de croissance. Par exemple, au niveau de l'ensemble de l'économie, l'accroissement observé du ratio de pauvreté entre 1994-95 et 2003 est expliqué par la progression de la pauvreté transitoire évolutive, c'est-à-dire la réduction du bien-être des individus ayant au moins 60 pour cent de chance de ne plus être pauvres à court terme. Or, c'est précisément pour ces groupes que le processus de croissance a été très faiblement pro-pauvres. Néanmoins, les données disponibles ne permettent que de lever partiellement l'axiome d'anonymat, puisqu'il est impossible d'appréhender la mobilité ascendante ou descendante, ainsi que la variation des gains des individus.

Abstract : Pro-Poor Growth in Burkina Faso. The Partial Eviction of the Anonymity Axiom with Cross-sections

The study proposes to contribute to the debate on pro-poor growth in Burkina Faso, and presents anew empirical evidence, based on an *ex ante* approach of welfare with cross-sections data, allowing to eliminate partially the « anonymity axiom » – the specification of the effects of growth and distribution according to the forms of poverty and vulnerability, between 1994-95 and 2003. Firstly, for the whole of the economy, the description of the pro-poor character of the negative growth of the expenditure, in the presence of the anonymity axiom, due to the positive interference of the inequality, contributing to reduce *the progression* of the deprivations, contrasts with the lesson of the *ex ante* approach of welfare, indicating a more complex process of pro-poor growth. Indeed, *the fall* of durable and involutive transient poverty is due to the positive interference of the inequality, which means that the recession of the households' expenditure during the period was *strongly pro-poor durable and pro-poor involutive transient*. On the other hand, the changes in relation to the inequality contributed only marginally to slow down *the progression* of the evolutive transient poverty – *process slightly pro-poor*. Secondly, the analysis according to the areas also reveals a process of growth contrasted according to the forms of poverty. On the one hand, in the cities, whereas the approach in terms of *ex post* welfare evokes the existence of an « anti-poor » growth, the recession of the urban households' expenditure during the period was only *anti-poor durable,* the dynamics of the transient forms of poverty highlighting a process of growth *slightly pro-poor.* However, if the dynamics of durable and involutive transient poverty represents a process of pro-poor growth, with regard to the evolutive transient poverty, a process of *anti-poor* growth seems to prevail. The poverty growth curves illustrate these evolutions. Thus, the distinction of the forms of poverty, based on an ex ante dissociation of the welfare and vulnerability, contributes to better characterizing the process of growth. For example, for the whole of the economy, the increase observed of the poverty headcount between 1994-95 and 2003 is explained by the progression of evolutive transient poverty, i.e. the reduction of the welfare of the individuals having at least 60 percent of chance not to be poor in the short-term. However, it is precisely for these groups that the process of growth was very slightly pro-poor. Nevertheless, the data available only allow to eliminate partially the anonymity axiom, since it is impossible to apprehend ascending or downward mobility, as well as the variation of the individuals' income.

Mots-clés : Croissance pro-pauvres ; Pauvreté monétaire ; Pauvreté transitoire ; Pauvreté durable ; Vulnérabilité ; Burkina Faso ; Afrique

Keywords : Pro-Poor Growth ; Monetary Poverty; Transient Poverty; Durable Poverty ; Vulnerability ; Burkina Faso; Africa

JEL classification : I12, I32

Sommaire

1. Introduction 1

2. Concepts et méthode 3
2.1. Pauvreté durable et transitoire, et vulnérabilité 3
2.2. Les indicateurs de croissance pro-pauvres 5
2.3. Les sources statistiques 7

3. Les dimensions de la croissance « pro-pauvres » 8
3.1. Approche globale 8
3.2. Approche selon le milieu 11

4. Conclusion 13

Références bibliographiques 14
Annexe 16

1. Introduction

Dans les pays en développement, au cours des années 1990, la reconnaissance progressive de la prééminence du *processus* de croissance économique en termes de pauvreté et d'inégalité, par rapport à l'opportunité du *rythme* de création et de « diffusion » des richesses, affirmée lors des précédentes décennies – notamment, les années 1950 et 1960 –, constitue une indéniable avancée quant à l'appréhension de la dynamique du progrès social. Dans cette optique, l'intensification du débat récent inhérent à la « croissance pro-pauvres » – l'identification des relations qui prévalent entre la croissance économique, l'inégalité et la pauvreté –, traduit à la fois un scepticisme vis-à-vis de l'argument selon lequel « le fait central du développement économique est l'accumulation du capital » (Lewis, 1954), et un sentiment de déférence à l'égard de l'évocation d'une « croissance appauvrissante » (Bhagwati, 1988).

En réalité, le débat actuel sur la croissance pro-pauvres est largement focalisé sur la pertinence du *critère d'évaluation*. 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, il est soutenu que 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)[1].

Or, deux aspects de la croissance pro-pauvres semblent encore peu explorés. Premièrement, le choix de la dimension par lequel la pauvreté doit être appréhendée, impliquant une conceptualisation du bien-être et, nécessairement, des approches théoriques différentes, est peu discuté dans les études récentes (Lopez, 2004a ; 2004b ; 2005 ; Lopez, Serven, 2004), et la préférence quant à l'amélioration de la qualité des agrégats des enquêtes ou des comptes nationaux est clairement exprimée (Ravallion, 2004a, 2005b). Pourtant, l'appréhension de la croissance pro-pauvres en termes *non monétaires* peut être utile à la définition des politiques de réduction de la pauvreté et du développement humain, notamment en réduisant les risques d'occultation de dimensions majeures du véritable processus de croissance, en vérifiant l'absence de conséquences dans la pratique des divergences théoriques entre l'espace de l'utilité et celui des capacités, ou en palliant l'effet d'une faible robustesse des comparaisons des indicateurs monétaires du niveau de vie (Klasen, 2005 ; Lachaud, 2006). Deuxièmement, l'évaluation de la croissance pro-pauvres ignore la dynamique des formes de pauvreté et de la vulnérabilité des ménages ou des individus. Par exemple, une croissance économique jugée globalement pro-pauvres au cours d'une période – en termes absolus ou relatifs –, peut masquer un changement substantiel quant à l'importance relative des privations durables et transitoires. De même, l'accroissement de la pauvreté inhérente à un processus de croissance peut être imputable à une mobilité d'individus ayant une faible probabilité de demeurer pauvres à court terme. Dans ces conditions, la simple comparaison des deux distributions dans le temps peut fragiliser les fondements des politiques économiques et sociales. En vérité, la mise en oeuvre d'un critère d'évaluation de la croissance pro-pauvres par rapport aux dimensions de la pauvreté et de la mobilité est tributaire des informations disponibles. Ainsi, l'étude de Grimm (2005), fondée sur des données de panel pour l'Indonésie et le Pérou, permet de lever l'« axiome d'anonymat »[2], c'est-à-dire la possibilité de décomposer les variations de la distribution des revenus et de la pauvreté en termes de croissance du revenu, et en composantes identifiant la mobilité selon la distribution des gains[3]. Par contre, en présence de données transversales, la prise en compte des formes de pauvreté et de la vulnérabilité dans l'évaluation de la croissance pro-pauvres demeure plus difficile, et l'éviction de l'axiome d'anonymat ne peut être que partielle (Lachaud, 2003a).

La présente étude tente de prendre en considération cette seconde perspective, et considère que, malgré la rareté des données de panel en Afrique de l'ouest, il peut être utile de poursuivre cette option analytique. A cet égard, elle propose une évaluation de la croissance pro-pauvres au Burkina Faso au cours de la période 1994-2003, fondée sur une dissociation *ex ante* des types de pauvreté par rapport à la vulnérabilité. De ce fait, elle

---

[1]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. 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)

[2] L'expression est de Grimm (2005).

[3] L'idée est d'opérer la distinction entre les variations de la pauvreté et de l'inégalité horizontales et verticales, et une décomposition des indices FGT en trois composantes est proposée : mobilité ascendante des individus initialement pauvres, variation des revenus des pauvres, et mobilité descendante des personnes initialement non pauvres.

prolonge une étude préliminaire de ce type inhérente aux années 1994-98 (Lachaud, 2003a), et autorise, en même temps, une comparaison des résultats sur une plus longue période, par rapport à une situation admettant l'axiome d'anonymat (Lachaud, 2006). La recherche utilise les informations des enquêtes prioritaires de 1994-95 et 2003, réalisées par l'Institut national de la démographie et des études économiques.

Préalablement, indiquons que le Burkina Faso, pays enclavé, faiblement urbanisé, et 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, 2005). En fait, au cours de la dernière décennie, l'environnement macro-économique favorable a contrasté avec la persistance de la précarité du développement humain. En effet, 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, 2005). En réalité, le nouveau cheminement de l'économie burkinabè ne paraît pas avoir profondément modifié la dimension sociale du développement. Par exemple, 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 milieux rural et urbain –, contre 45,5 pour cent en 1994-95 – 51,6 et 10,6 pour cent, respectivement, dans les zones rurale et urbaine (tableau 1).

La deuxième partie explicite les fondements conceptuels et méthodologiques, tandis que la troisième partie présente des dimensions de la croissance pro-pauvres selon les milieux, par rapport à une dissociation ex ante des formes de pauvreté.

2. Concepts et méthode

L'appréhension des formes de pauvreté fondées sur la vulnérabilité, les indicateurs de croissance pro-pauvres et les sources statistiques sont successivement présentées.

2.1. Pauvreté durable et transitoire, et vulnérabilité[4]

Le fondement de l'analyse fait référence à une variante de l'hypothèse du revenu permanent de Friedman. Le bien-être permanent d'un ménage est spécifié par rapport à la moyenne inter-temporelle de son niveau de vie, le bien-être transitoire étant le résidu. Dans ces conditions, un ménage peut être confronté à des privations chroniques lorsque la moyenne inter-temporelle de son bien-être est inférieure à un seuil donné – la ligne de pauvreté –, ou à des privations transitoires mesurées par l'écart entre la pauvreté totale et la pauvreté chronique[5]. A cet égard, la prise en compte du risque de variation du niveau de vie des ménages sous-tend cette analyse, et peut être reliée au concept de vulnérabilité – en termes de risque par rapport à des chocs adverses défavorables. Ainsi, la vulnérabilité d'un ménage peut être appréhendée comme la probabilité de pauvreté au temps t_1, indépendamment de son niveau de vie au temps t_0, c'est-à-dire le risque *ex ante* qu'il soit pauvre *ex post*, s'il ne l'est pas, ou qu'il demeure pauvre, s'il est déjà dans cette situation. A la suite de Chaudhuri, le niveau de vulnérabilité d'un ménage h au temps t, en termes de ses dépenses futures conditionnées par ses caractéristiques présentes – observables et non observables –, peut être exprimé par l'équation [1][6].

$$\mathbf{v_{ht} = Pr(d_{h,t+1} = d(X_h, \alpha_{t+1}, \lambda_h, e_{h,t+1}) \leq z \mid X_h, \alpha_{t+1}, \lambda_h, e_{h,t+1})} \qquad \mathbf{[1]}$$

où : (i) $d_{h,t+1}$ est le niveau des dépenses par tête du ménage h au temps t+1 ; (ii) X_h, un ensemble de caractéristiques observables du ménage h ; (iii) α_{t+1}, un vecteur de paramètres décrivant l'état de l'économie au temps t+1 ; (iv) λ_h, des effets non observables au niveau du ménage h, invariables dans le temps ; (v) $e_{h,t+1}$, des chocs particuliers inhérents à certains facteurs, contribuant à différencier le bien-être des ménages, sans lesquels ce dernier serait identique selon les groupes ; (vi) z, le seuil de pauvreté monétaire.

En réalité, l'appréhension de [1] se heurte à maints obstacles, dont s'affranchissent aisément les études habituelles sur la pauvreté. Tout d'abord, il est impossible d'observer directement la vulnérabilité, l'analyse permettant seulement d'estimer la vulnérabilité actuelle d'un ménage à l'égard de la pauvreté future. Ensuite,

[4] Les développements qui suivent sont issus de Lachaud (2003b).

[5] Jalan, Ravallion (1999) utilisent cette approche à l'aide de données de panel.

[6] Dans la présente étude, le raisonnement est effectué en termes des « dépenses » des ménages, dans la mesure où il s'agit de l'indicateur de bien-être utilisé dans les analyses de la pauvreté au Burkina Faso. Notons que l'équation [1] est issue de deux éléments (Chaudhuri, 2002) : (i) l'expression de la vulnérabilité d'un ménage h au temps t, c'est-à-dire la probabilité qu'il soit pauvre en t+1 : $V_{ht} = Pr\ (d_{h,t+1} \leq z)$; (ii) l'expression générale des déterminants des dépenses par tête au temps t : $d_{ht} = d(X_h, \alpha_t, \lambda_h, e_{ht})$.

la probabilité qu'un ménage soit pauvre dépend non seulement de la moyenne des dépenses escomptées, mais également de la fluctuation de ces dernières, c'est-à-dire de la variance d'un point de vue inter-temporel. En d'autres termes, il importe de pouvoir distinguer les situations où les ménages sont pauvres à cause d'un faible niveau permanent des ressources, de celles où les privations ont un caractère temporaire. Or, la rareté des données de panel, notamment en Afrique au Sud du Sahara, complique la prise en considération de ces deux éléments. Néanmoins, à la suite de Chaudhuri, sous certaines hypothèses, la disponibilité de données transversales est en mesure de permettre une stratification des ménages par rapport au concept de vulnérabilité (Chaudhuri, 2002 ; Chaudhuri, Jalan, Suryahadi, 2002).

Le point de départ de cette option analytique est l'expression des déterminants des dépenses par tête d'un ménage h, résumée par l'équation [2].

$$\mathbf{Lnd_h = X_h\ \alpha + e_h} \qquad \textbf{[2]}$$

où : (i) Lnd_h est le logarithme des dépenses per capita ; (ii) $X_{h,,}$ un ensemble de caractéristiques observables du ménage h ; (iii) α, un vecteur de paramètres ; (iv) e_h, un terme aléatoire de moyenne nulle, capturant les chocs particuliers qui contribuent à différencier le niveau de vie des ménages. A cet égard, l'équation [2] admet implicitement que les chocs relatifs aux dépenses sont, pour chaque ménage, distribués dans le temps de manière identique et indépendante, sans que cela implique qu'ils soient distribués de la même manière parmi les groupes. Ainsi, [2] suppose, d'une part, l'absence d'effets spécifiques aux ménages non observables qui pourraient influencer leurs dépenses dans le temps, et, d'autre part, la stabilité de la structure de l'économie dans le temps, captée par le vecteur α, c'est-à-dire une dépendance de l'incertitude quant aux dépenses futures émanant seulement de l'incertitude inhérente aux chocs e_h. Ces hypothèses sont dictées par la nature transversale des informations relatives aux ménages, fondées sur les enquêtes prioritaires[7]. En fait, contrairement aux modélisations habituelles de la pauvreté, admettant que le terme aléatoire provient d'erreurs de mesure ou est imputable à des facteurs non observables – variance de e_h identique pour tous les ménages[8] –, Chaudhuri considère que la variance de e_h peut être expliquée par les caractéristiques observables des ménages, et propose une forme fonctionnelle simple exprimée par[9] : $\eta^2_{e,h} = X_h\ \omega$. Dans ces conditions, il s'agit d'estimer les paramètres α et ω selon les moindres carrés généralisés (Feasible Generalized Least Squares – FGLS) en trois étapes, suggérées par Amemiya (1977).

Premièrement, l'équation [2] est estimée par les moindres carrés ordinaires, et les résidus obtenus permettent d'estimer, par la même procédure, la relation [3].

$$\mathbf{\hat{e}^2_{OLS,h} = X_h\ \omega + \sigma_h} \qquad \textbf{[3]}$$

Deuxièmement, les valeurs prédites de [3] sont utilisées pour transformer [3] selon [4], cette dernière étant estimée par les moindres carrés ordinaires, afin d'obtenir des estimations FGLS asymptotiquement efficaces, $\hat{\omega}_{FGLS}$[10]. Ainsi, $X_h\hat{\omega}_{FGLS}$ est une estimation robuste de $\eta^2_{e,h}$, la variance de la composante transitoire des dépenses des ménages.

$$\mathbf{(\hat{e}^2_{OLS,h})/(X_h\ \hat{\omega}_{OLS}) = [X_h/(X_h\ \hat{\omega}_{OLS})]\ \omega + \sigma_h/(X_h\ \hat{\omega}_{OLS})} \qquad \textbf{[4]}$$

Troisièmement, et corrélativement, la valeur $\hat{\eta}_{e,h} = \sqrt{X_h\ \hat{\omega}_{FGLS}}$ conduit à transformer [2] selon [5], dont l'estimation par les moindres carrés ordinaires permet d'obtenir des cœfficients de régression α, robustes et asymptotiquement efficaces.

$$\mathbf{Lnd_h/\hat{\eta}_{e,h} = (X_h/\hat{\eta}_{e,h})\ \alpha + e_h/\hat{\eta}_{e,h}} \qquad \textbf{[5]}$$

De ce fait, les estimations obtenues de $\hat{\alpha}$ et de $\hat{\omega}$ permettent de générer, pour chaque ménage, d'une part, le logarithme des dépenses par tête escomptées – $\hat{E}[Lnd_h \mid X_h] = X_h\ \hat{\alpha}$ – et, d'autre part, la variance des dépenses

[7] Les enquêtes prioritaires sont décrites plus loin.

[8] Une hypothèse qui exclut la possibilité qu'un ménage, ayant un faible niveau des dépenses, puisse avoir une plus grande variation de ces dernières, qu'un ménage ayant un niveau moyen des dépenses supérieur.

[9] La variance du terme aléatoire s'interprète en termes économiques comme la variance inter-temporelle du log des dépenses par tête.

[10] A cet égard, $X_h\hat{\omega}_{FGLS}$ est une estimation robuste de $\sigma^2_{e,h}$, la variance de la composante transitoire des dépenses des ménages.

par tête prédites – $\hat{Y}[Lnd_h \mid X_h] = \eta^2_{e,h} = X_h\ \hat{\omega}$. Compte tenu de la distribution supposée logarithmique des dépenses, ces estimations conduisent à appréhender la probabilité qu'un ménage ayant les caractéristiques X_h soit pauvre, c'est-à-dire l'ampleur de la vulnérabilité des groupes $\hat{\upsilon}_h$. Celle-ci est formalisée par [6].

$$\hat{\upsilon}_h = \Pr(Lnd_h < Lnz \mid X_h) = \Phi[(Lnz - X_h\ \hat{\alpha})/\sqrt{X_h\ \hat{\omega}}] \qquad [6]$$

où Φ est la fonction de densité associée à une distribution normale[11]. Finalement, cette approche appelle deux observations additionnelles, qui concernent plus spécifiquement l'estimation de la variance des dépenses. Tout d'abord, l'existence d'erreurs de mesure des dépenses des ménages pourrait entraîner une surestimation du log de la variance des dépenses, et conduire à une surestimation des niveaux moyens des dépenses par tête prédits[12]. Toutefois, l'approche proposée génère une estimation de la vraie variance des dépenses – même en présence d'erreurs de mesure –, puisque l'erreur de mesure est englobée dans le terme aléatoire de [3][13]. Ensuite, malgré la correction précédente, il est possible que des erreurs de mesure soient systématiquement corrélées avec des caractéristiques observables des ménages. Par exemple, l'ampleur de l'autoconsommation en milieu rural accroît les risques d'erreurs en ce qui concerne l'appréhension des dépenses des ménages. De ce fait, dans la présente recherche, l'évaluation de la vulnérabilité des ménages est effectuée séparément pour les milieux rural et urbain[14].

L'estimation des équations [2] à [6], séparément pour les campagnes et les villes, génère une stratification des ménages combinant les critères de pauvreté et de vulnérabilité en six groupes, parmi lesquels trois catégories de pauvres sont appréhendées de la manière suivante :

(a) *ménages pauvres durables* : ménages dont les consommations par tête *actuelle* et *estimée* sont inférieures au seuil de pauvreté ;

(b) *ménages pauvres transitoires et involutifs* : ménages pauvres et fortement vulnérables – ménages dont : (i) la consommation par tête actuelle est inférieure au seuil de pauvreté ; (ii) la consommation par tête estimée est supérieure ou égale au seuil de pauvreté ; (iii) la vulnérabilité (probabilité de pauvreté) est supérieure ou égale à 0,4 ;

(c) *ménages pauvres transitoires et évolutifs* : ménages pauvres mais faiblement vulnérables – ménages dont : (i) la consommation par tête actuelle est inférieure au seuil de pauvreté ; (ii) la consommation part tête estimée est supérieure ou égale au seuil de pauvreté ; (iii) la vulnérabilité (probabilité de pauvreté) est inférieure à 0,4[15].

Il est à remarquer que les groupes (a) et (b) sont *très vulnérables* – probabilité supérieure ou égale à 0,4. De ce fait, le groupe (c) est *faiblement vulnérable* – probabilité inférieure à 0,4. En outre, les groupes (a) et (b) sont vulnérables à cause, respectivement, de *faibles dépenses par tête*, et d'une *fluctuation des dépenses* par personne des ménages[16].

2.2. Les indicateurs de croissance pro-pauvres[17]

La présente étude fait référence à 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

---

[11] L'inconvénient de cette approche est que l'impact des caractéristiques des ménages sur la vulnérabilité est limité à leurs effets sur la consommation escomptée des ménages.

[12] En effet, la moyenne du carré des résidus de [2] pourrait être biaisée vers le haut par la variance des erreurs de mesure.

[13] Cet ajustement contribue aussi à corriger l'existence de chocs non observables des dépenses. Mais, un biais d'estimation de la variance des dépenses pourrait prévaloir si des erreurs de mesure varient systématiquement avec les caractéristiques des ménages.

[14] Par ailleurs, l'estimation de [2] à [6] comporte un ensemble de variables binaires, permettant de contrôler l'existence de composantes non observées inhérentes aux dépenses des ménages.

[15] Les trois autres catégories de ménages non pauvres sont les suivantes : (d) *ménages non pauvres vulnérables et précaires* : ménages non pauvres et très vulnérables – ménages dont : (i) la consommation par tête actuelle est supérieure au seuil de pauvreté ; (ii) la consommation par tête estimée est inférieure au seuil de pauvreté ; (iii) la vulnérabilité (probabilité de pauvreté) est supérieure ou égale à 0,4 ; (e) *ménages non pauvres mais vulnérables* : ménages dont : (i) les consommations par tête actuelle et estimée sont supérieures au seuil de pauvreté ; (ii) la vulnérabilité est supérieure ou égale à 0,4 ; (f) *ménages non pauvres et non vulnérables* : ménages dont : (i) les consommations par tête actuelle et estimée sont supérieures au seuil de pauvreté ; (ii) la vulnérabilité est inférieure à 0,4. Naturellement, dans la présente étude, seuls les groupes de ménages pauvres sont considérés.

[16] De la même manière, les groupes (d) et (e) sont *très vulnérables* – probabilité supérieure ou égale à 0,4 –, tandis que le groupe (f) est *faiblement vulnérable* – probabilité inférieure à 0,4. De plus, les groupes (d) et (e) sont vulnérables à cause, respectivement, de *faibles dépenses par tête*, et d'une *fluctuation des dépenses* par individu des ménages.

[17] Les développements sont empruntés à Lachaud (2006).

« partielle », mettant en oeuvre des courbes de dominance stochastique, indépendante de toute mesure des privations[18]. Quelques brefs rappels sont proposés.

Premièrement, 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, μ_1 et μ_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 [7].

$$\hat{\omega} = \{(Ln[\theta(z, \mu_2, L_2(p)] - (Ln[\theta(z, \mu_1, L_1(p)]\}/\hat{\alpha} \qquad [7]$$

où : $\hat{\alpha}$ est donné par $\hat{\alpha} = [Ln(\mu_2) - Ln(\mu_1)]$, une estimation du taux de croissance des dépenses moyennes au cours de la période, supposé *positif* dans le cas général[19], z se réfère à la ligne de pauvreté, et θ caractérise une classe générale des mesures de pauvreté. Par ailleurs, $\hat{\omega} = \hat{\eta} + \hat{\iota}$, 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 $\hat{\iota}$ 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* φ :

$$\varphi = \hat{\omega}/\hat{\eta} \qquad [8]$$

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 φ est inversée[20].

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 $(\hat{\omega}\hat{\alpha})$. 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 [9].

$$\hat{\alpha}^* = (\hat{\omega}/\hat{\eta})\hat{\alpha} = \varphi\hat{\alpha} \qquad [9]$$

---

[18] 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 ; monotonicité – réduction de la pauvreté fonction croissante de taux de croissance pro-pauvres.

[19] $\hat{\omega} = dLn(\theta)/\hat{\alpha}$.

[20] Un exemple numérique peut faciliter l'interprétation. Supposons au cours d'une période donnée une variation des dépenses ΔD et de la pauvreté ΔP, respectivement, de -0,04 et 0,02 pour cent. Admettons que la décomposition selon l'approche de Kakwani – sans résidu – des effets croissance ΔG et distribution ΔD indique, respectivement, ΔG=0,03 et ΔD=-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 $\hat{\iota}$ équivaut = -0,01/-0,04=0,25. De ce fait, l'élasticité totale $\hat{\omega} = \hat{\eta} + \hat{\iota}$ = -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, φ serait >1. Par exemple, avec les mêmes ΔD et ΔP, et ΔG=0,01 et ΔD=0,01, il vient φ = 2>1.

L'équation [9] 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[21]. 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 – $\hat{\alpha}^* < \hat{\alpha} < 0$.

Deuxièmement, 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 (μ) des p pour cent du bas de la distribution, où μ_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 [10].

$$g(p) = \Delta \ln(\mu L(p)) \qquad [10]$$

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 [10] peut être écrite selon [11].

$$g(p) = g + \Delta \ln(L(p)) \qquad [11]$$

où : $g = \Delta \ln(\mu)$, et représente le taux de croissance moyen du revenu de l'ensemble de la population[22]. De ce fait, selon [11], 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 – $Ln(p)>0$ pour tous les p[23]. 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 – $Ln(p)<0$ pour tous les p[24].

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^{eme} quantile – et non *jusqu'au* p^{eme} quantile – est utilisé[25]. 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.

2.3. Les sources statistiques

Dans ce contexte, l'appréhension de la pauvreté durable et transitoire, et de la vulnérabilité des groupes, s'appuie sur les bases de données de deux enquêtes nationales prioritaires auprès des ménages, réalisées au cours des dix dernières années.

La première enquête prioritaire du Burkina Faso a été effectuée entre octobre 1994 et janvier 1995 (INSD, 1996). Il s'agit d'une enquête nationale réalisée auprès de 8 700 ménages, ayant pour base de sondage – stratifié à deux degrés – l'enquête démographique de 1991. Les informations utilisées proviennent uniquement du questionnaire relatif aux ménages, ce dernier comprenant les informations suivantes : renseignements sur le chef de ménage, composition démographique du ménage, santé, éducation – 6 ans et plus –, emploi – principal,

---

[21] 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 x 5 –, et n'a pas eu une croissance pro-pauvres.

[22] Il est à remarquer que lorsque p = 100, g(p) = g, puisque dans ce cas $\Delta L(p) = 0$.

[23] En d'autres termes, les pauvres bénéficient proportionnellement plus que les non pauvres des gains de la croissance, et l'inégalité diminue.

[24] Un type de croissance appauvrissante est mis en évidence lorsque $g(p)<0$ et $g>0$.

[25] 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.

secondaire et précédent pour les personnes âgées de 10 ans et plus –, logement et confort, bétail et exploitation agricole, entreprises et activités non agricoles, accès aux services de base – école primaire et secondaire, centre de santé et marché –, dépenses, revenus et avoirs du ménage. Par ailleurs, la recherche mobilise les bases de données de l'enquête prioritaire réalisée entre avril et juillet 2003 auprès de 8500 ménages. Cette dernière présente des caractéristiques assez proches de la précédente[26], bien que quelques amendements aient été apportés au questionnaire, en particulier, l'ajout d'un module relatif à l'impact de la crise ivoirienne sur les ménages, des changements quant aux concepts d'emploi et de chômage – période de référence, limite d'âge fixée à 5 ans –, ainsi que quelques modifications concernant les actifs des ménages. En outre, l'étude s'appuie sur les lignes de pauvreté élaborées par l'Institut national de la statistique et de la démographie, estimées selon la méthode du coût des besoins de base : 41 425[27] et 82 672 F.Cfa par tête et par an, respectivement, pour 1994-95 et 2003.

En réalité, la robustesse des comparaisons de bien-être dans le temps à l'aide de ces deux investigations statistiques peut être questionnée. D'une part, bien que les deux seuils de pauvreté précédents soient censés traduire le même coût réel d'acquisition du même panier de biens définis en 1994, en pratique, quelques incertitudes pourraient prévaloir, notamment, dans l'optique de l'analyse de la dynamique de la pauvreté – nombre limité de produits alimentaires, absence de différenciation des seuils de pauvres selon les milieux. D'autre part, l'hétérogénéité relative des deux investigations, inhérente, en particulier, à la période des enquêtes, à la nature des périodes de référence des dépenses des ménages, et à la structure des produits, peut, dans une certaine mesure, altérer la robustesse des comparaisons dans le temps. Ces divers questionnements ont fait l'objet d'une étude antérieure, et ont conduit à tester la dynamique de pauvreté sur la période en utilisant un ensemble d'indicateurs non monétaires des ménages. Les résultats recoupent, en grande partie, ceux qui ont été obtenus lors de l'appréhension de la dynamique de pauvreté monétaire, et justifient l'utilisation, dans la présente recherche, des agrégats des dépenses de 1994-95 et 2003 (Lachaud, 2005).

3. Les dimensions de la croissance « pro-pauvres »

La croissance pro-pauvres est successivement examinée aux niveaux global et selon les milieux rural et urbain.

3.1. Approche globale

La prise en considération des formes de pauvreté et de vulnérabilité permet de mieux spécifier le processus de croissance en termes de pauvreté et d'inégalité. A cet égard, l'approche au niveau de l'ensemble de l'économie suggère plusieurs commentaires.

Premièrement, la comparaison des tableaux 1 et A1, en annexe, met en évidence un *différentiel d'impact des effets de croissance et d'inégalité sur la pauvreté au cours de la période 1994-2003*. En effet, le tableau A1, en annexe, montre, qu'en présence de l'axiome d'anonymat – bien-être *ex post* –, 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. Effectivement, la comparaison des deux enquêtes prioritaires montre que les dépenses par tête ont décliné de 6,84 pour cent au cours de la période, et que, simultanément, la pauvreté monétaire en termes d'incidence, de profondeur ou d'inégalité a légèrement augmenté. Par exemple, l'effet dû à la croissance[28] 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[29].

Or, les informations affichées au tableau 1, fondées sur une appréhension du bien-être *ex ante*, suggèrent un processus de croissance, certes pro-pauvres, mais un peu plus complexe. Tout d'abord, il importe de souligner que l'augmentation du ratio de pauvreté entre 1994-95 et 2003 de 45,5 à 46,4 pour cent traduit, d'une part, une baisse de la pauvreté durable et transitoire involutive – respectivement, de -2,5 et -0,2 pour cent[30] –,

[26] Ainsi que celle de 1998.

[27] En fait, ce seuil diffère très légèrement de celui de 41 099 F.Cfa, déterminé par l'Institut national de la statistique et de la démographie. Voir Lachaud (2005) pour une justification de l'utilisation de ce nouveau seuil des privations.

[28] Elasticité-croissance *partielle* $\hat{\eta}$, à inégalité constante.

[29] 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.

[30] Mais, la statistique η montre que seule la baisse de la pauvreté durable est significative.

Tableau 1 : Bien-être ex ante : effets de croissance et d'inégalité sur la réduction de la pauvreté selon le milieu et le type de pauvreté – Burkina Faso 1994-2003

Paramètre	Pauvreté		Variation 2003/1994-95			Elasticité de pauvreté[4]	Expliquée par[1]		Indice de croissance pro-pauvres[5]	Taux de croissance d'équivalent pauvreté[6]
Indicateur	1994-95	2003	Pauvreté (%) – individus	η[8]	Dépenses sur la période (%)[7]		Effet dû à la croissance[2]	Effet dû à l'inégalité[3]		
Ensemble										
Pauvres durables										
Ratio de pauvreté spécifique	35,4	32,9	-2,5	-1,826	-3,0	0,826	-0,575	1,401	-1,437	4,310
(Ratio de pauvreté global)	(30,1)	(26,2)	(-3,9)	(-3,007**)						
Pauvres transitoires & involutifs										
Ratio de pauvreté spécifique	7,5	7,3	-0,2	-0,104	-5,7	0,030	-0,608	0,638	-0,049	0,281
(Ratio de pauvreté global)	(4,5)	(4,2)	(-0,3)	(-0,200)						
Pauvres transitoires & évolutifs										
Ratio de pauvreté spécifique	16,0	22,9	6,9	4,126**	-11,3	-0,610	-0,654	0,044	0,933	-10,540
(Ratio de pauvreté global)	(10,5)	(15,9)	(5,4)	(3,789**)						
Ratio de pauvreté[10]	45,5	46,4	0,9	1,837	-6,8	-0,204	-0,637	0,433	0,320	-2,191
Urbain										
Pauvres durables										
Ratio de pauvreté spécifique	2,8	8,1	5,3	1,397	-19,3	-0,272	-0,243	-0,029	1,119	-21,603
(Ratio de pauvreté global)	(2,6)	(7,0)	(4,4)	(1,220)						
Pauvres transitoires & involutifs										
Ratio de pauvreté spécifique	1,6	3,7	2,1	0,537	-17,1	-0,126	-0,201	0,075	0,627	-10,719
(Ratio de pauvreté global)	(1,4)	(3,1)	(1,7)	(0,469)						
Pauvres transitoires & évolutifs										
Ratio de pauvreté spécifique	6,9	10,9	4,0	1,092	-18,3	-0,221	-0,286	0,065	0,773	-14,141
(Ratio de pauvreté global)	(6,6)	(9,8)	(3,2)	(0,903)						
Ratio de pauvreté[10]	10,6	19,9	9,3	7,120**	-22,3	-0,418	-0,374	-0,044	1,118	-24,931
Rural										
Pauvres durables										
Ratio de pauvreté spécifique	42,2	39,0	-3,3	-2,219*	3,3	-0,988	-0,698	-0,290	1,415	4,671
(Ratio de pauvreté global)	(35,4)	(30,5)	(-4,9)	(-3,558**)						
Pauvres transitoires & involutifs										
Ratio de pauvreté spécifique	9,4	8,6	-0,8	-0,363	1,0	-0,841	-0,699	-0,142	1,203	1,203
(Ratio de pauvreté global)	(5,0)	(4,5)	(-0,5)	-0,305)						
Pauvres transitoires & évolutifs										
Ratio de pauvreté spécifique	18,9	26,6	7,7	4,105**	-6,0	-1,289	-0,794	-0,495	1,623	-9,741
(Ratio de pauvreté global)	(11,2)	(17,3)	(6,1)	(3,921**)						
Ratio de pauvreté[10]	51,6	52,3	0,7	0,750	-1,1	-0,555	-0,772	0,217	0,719	-0,812

(1) La décomposition fait référence à celle de Shapley (Shorrock, 1999) ; (2) 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 aux prix de 2003 –, les dépenses de 1994 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, 2005); (3) 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 aux prix de 2003 ; (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 (Kakwani, Khandker, Son 2002) ; (7) Les taux de croissance annuels sont calculés par rapport à 9 années ; (8) Statistique η testant l'hypothèse nulle des écarts de pauvreté (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 ; (9) Pour une forme de pauvreté donnée, le « ratio de pauvreté spécifique » exclut les ménages appartenant aux autres formes de pauvreté. Par exemple, le ratio de pauvreté durable est le rapport entre le nombre de pauvres durables et la somme de ces derniers et des non pauvres. Par contre, le « ratio de pauvreté global » est calculé sur la base de l'ensemble des ménages ; (10) Lachaud (2005).
Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 2003.

et, d'autre part, une élévation des privations transitoires évolutives de 6,9 pour cent (statistiquement significative).

Dans ce contexte, les changements inhérents à l'inégalité, associés au processus de croissance, ont contribué à réduire la pauvreté durable et transitoire involutive. Les effets étant de même nature pour ces deux formes de privations, le raisonnement est centré sur la pauvreté durable. Ainsi, bien que les dépenses par tête aient décliné de 3 pour cent au cours de la période – tableau 1 –, la comparaison des deux enquêtes prioritaires montre que, simultanément, la pauvreté durable a légèrement décliné de 2,5 pour cent. A cet égard, l'effet dû à la croissance – élasticité-croissance $\hat{\eta}$, à inégalité constante – suggère qu'une *baisse* de un pour cent des dépenses par tête aurait induit une *élévation* du ratio de pauvreté durable de 0,575 pour cent – élasticité $\hat{\eta}$ = -0,575. Or, l'élasticité totale de pauvreté durable $\hat{\omega}$ est de +0,826, ce qui signifie qu'à une *diminution* de un pour cent des dépenses réelles par tête est associée une *baisse* de 0,826 pour cent du taux de pauvreté durable. Dans ces conditions, l'indice de croissance pro-pauvres est négatif – $\varphi=\hat{\omega}/\hat{\eta}$ = -1,437 – parce que la baisse des

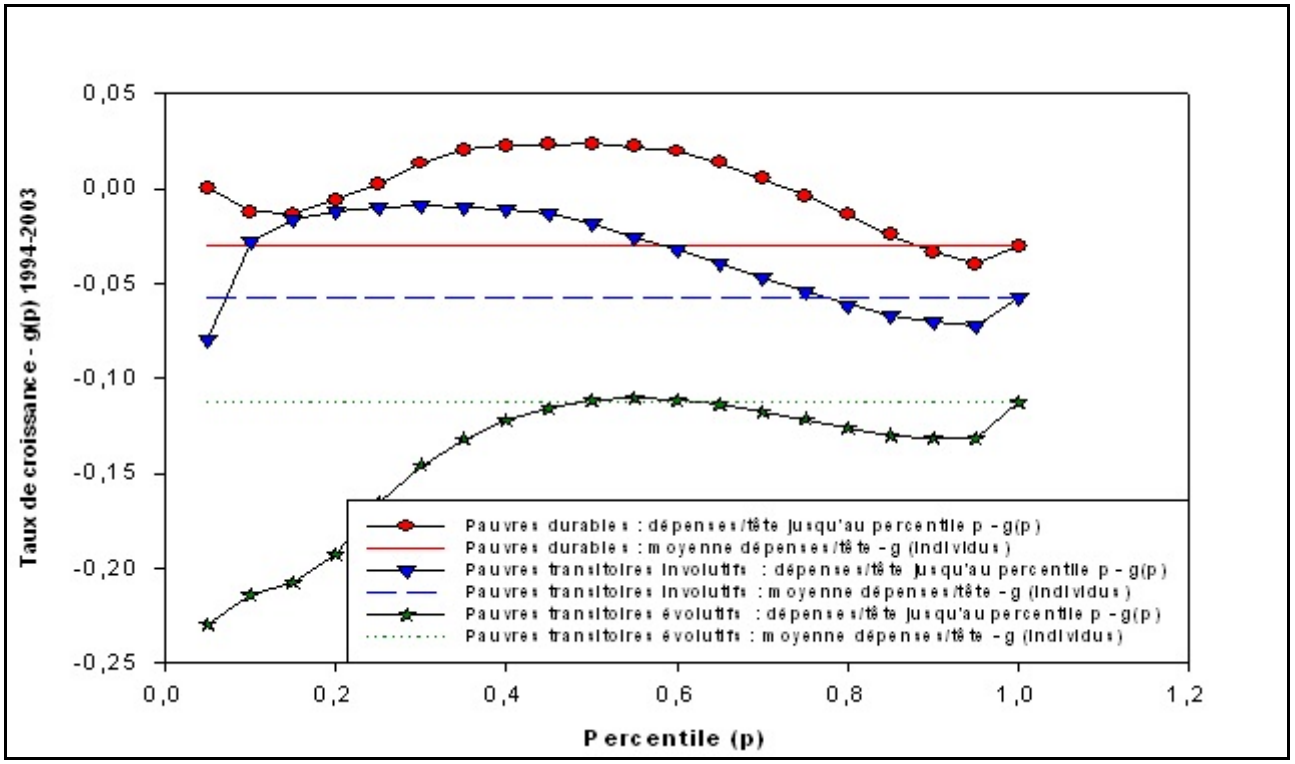

Figure 1 : Courbes de croissance de pauvreté durable, transitoire involutive et transitoire évolutive au niveau national en termes des dépenses par tête des individus – Burkina Faso 1994-95-2003

dépenses est accompagnée d'une baisse de la pauvreté durable. En fait, le caractère pro-pauvres de la croissance négative des dépenses est imputable à l'interférence positive de l'inégalité qui a contribué à réduire la pauvreté durable. Le tableau 1 montre que l'effet inégalité, à croissance constante – $\hat{\iota}$ – a plus que contrebalancé l'effet de croissance, puisqu'une baisse de un pour cent des dépenses par tête est associée à une réduction de 1,401 pour cent du ratio de pauvreté durable, via l'effet inégalité[31]. Il en résulte un taux de croissance d'équivalent pauvreté durable de 4,310 pour cent – $\hat{\alpha}^* = \varphi\hat{\alpha}$. On rappelle qu'il représente le taux de croissance qui générerait le même niveau de réduction de la pauvreté durable que le taux actuel $\hat{\alpha}$, en présence d'un processus de croissance associé à une absence de variation de l'inégalité. Puisque les dépenses par tête ont diminué de -3,0 pour cent au cours de la période, un taux de croissance d'équivalent pauvreté durable de 4,310 pour cent signifie que $\hat{\alpha}^*$ est largement supérieur à $\hat{\alpha}$, et que 7,3 pour cent de croissance ont été gagnés – [(4,31) - (-3,0)] – à cause d'une évolution de la distribution des dépenses plus favorable aux pauvres. En d'autres termes, la récession des dépenses des ménages au cours de la période 1994-95-2003 a été *fortement pro-pauvres durables*. Un raisonnement analogue montrerait également la présence d'un processus de croissance *fortement pro-pauvres transitoires involutifs*.

La prise en considération de la pauvreté transitoire évolutive met en évidence une situation sensiblement différente, dans la mesure où les changements inhérents à l'inégalité, associés au processus de croissance, n'ont contribué qu'à freiner marginalement la *progression* de la pauvreté transitoire évolutive. En effet, compte tenu de la forte baisse des dépenses par tête au cours de la période – -11,3 pour cent –, la pauvreté transitoire évolutive a augmenté de 6,9 pour cent. L'effet dû à la croissance – élasticité-croissance $\hat{\eta}$, à inégalité constante – indique qu'une *baisse* de un pour cent des dépenses par tête aurait induit une *élévation* du ratio de pauvreté transitoire évolutive de 0,654 pour cent – élasticité $\hat{\eta}$ = -0,654 . Or, l'élasticité totale de pauvreté durable $\hat{\omega}$ équivalent à -0,610 est assez proche de $\hat{\eta}$, ce qui implique qu'à une *diminution* de un pour cent des dépenses réelles par tête est associée une *augmentation* de 0,610 pour cent du taux de pauvreté transitoire évolutive. Ainsi, l'indice de croissance pro-pauvres est positif – $\varphi=\hat{\omega}/\hat{\eta}$ = 0,933 – parce que la baisse des dépenses est accompagnée d'une hausse de la pauvreté transitoire évolutive. En fait, l'interférence positive de l'inégalité n'a que faiblement contribué à réduire la progression de la pauvreté transitoire évolutive, ce qui, malgré tout,

[31] Il est à rappeler que la variation du ratio de pauvreté durable de -2,5 pour cent au cours de la période – (35,4 - 32,9) – est décomposée en un effet de croissance positif, c'est-à-dire, accentuant la pauvreté – 0,0172 – et un effet d'inégalité négatif – -0,0420. Puisque la variation des dépenses a été de -3,0 pour cent au cours de la période, $\hat{\omega} = \hat{\eta} + \hat{\iota}$ = (0,0172/-0,030) + (-0,0420/-0,030) = -0,575 +1,401 = 0,826.

pourrait caractériser un processus de récession pro-pauvres. Le tableau 1 indique clairement que l'effet inégalité, à croissance constante – $\hat{\iota}$ – n'a pas contrebalancé l'effet de croissance, puisqu'une baisse de un pour cent des dépenses par tête est associée à une baisse de 0,044 pour cent du ratio de pauvreté transitoire évolutive, via l'effet inégalité[32]. De ce fait, le taux de croissance d'équivalent pauvreté transitoire évolutive est de -10,540 pour cent. Puisque les dépenses par tête ont diminué de -11,3 pour cent au cours de la période, un taux de croissance d'équivalent pauvreté durable de -10,540 pour cent signifie que $\hat{\alpha}^*$ est très faiblement supérieur à $\hat{\alpha}$, et que seulement 0,76 pour cent de croissance ont été gagnés – [(-10,54) - (-11,30)] – à cause d'une évolution de la distribution des dépenses plus favorable aux pauvres. En d'autres termes, la récession des dépenses des ménages au cours de la période 1994-95-2003 a été *très faiblement pro-pauvres pour le groupe des pauvres transitoires évolutifs*.

Deuxièmement, l'hétérogénéité du caractère pro-pauvres de la croissance de l'économie burkinabè semble confortée par la prise en compte de l'indicateur relatif à l'approche partielle. Tout d'abord, la *courbe de croissance de pauvreté durable*, affichée à la figure 1 (partie haute), exhibe des taux de croissance g(p) négatifs pour les 10-20ème percentiles, et ceux supérieurs ou égaux au 75ème percentile, ce qui signifie que l'on ne peut affirmer, sans ambiguïté, que la pauvreté durable a décliné au cours de la période considérée. Dans ces conditions, il semble que la diminution des dépenses par tête entre 1994 et 2003 ait proportionnellement moins affecté les plus pauvres. Néanmoins, g(p) étant quasiment supérieur au taux de croissance de l'économie g – -3,0 pour cent – pour l'ensemble des p<100, il est 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. Un raisonnement analogue prévaut en ce qui concerne la *courbe de croissance de pauvreté transitoire involutive*.

Ensuite, la figure 1 montre que la *courbe de croissance de pauvreté transitoire évolutive* (partie basse), exhibe des taux de croissance g(p) négatifs pour tous les p. De ce fait, on peut en déduire, sans ambiguïté, que la pauvreté transitoire évolutive a augmenté entre 1994-95 et 2003. Par ailleurs, g(p) étant inférieur au taux de croissance de l'économie g – -11,3 pour cent – pour quasiment l'ensemble des p<100, les pauvres transitoires évolutifs ont bénéficié proportionnellement moins que les non pauvres des gains de la croissance. De ce fait, la courbe de Lorenz s'est quasiment entièrement déplacée vers le bas, c'est-à-dire que les conditions de dominance de deuxième ordre de la distribution de 1994-95 sur celle de 2003 sont remplies. En d'autres termes, le processus de croissance n'a pas été réellement pro-pauvres pour la catégorie des pauvres transitoires évolutifs.

3.2. Approche selon le milieu

L'analyse globale du processus de croissance masque des disparités selon les milieux urbain et rural. Pour cette raison, ces derniers sont examinés séparément.

En premier lieu, le milieu urbain. Le tableau 1 montre, que dans les villes, l'accroissement du ratio de pauvreté de 10,6 à 19,9 pour cent entre 1994-95 et 2003 est associé à une augmentation des diverses formes de pauvreté. En effet, au cours de la période, les taux de pauvreté durable, transitoire involutive et transitoire évolutive ont augmenté, respectivement, de 5,3, 2,1 et 4,0 pour cent. A cet égard, le tableau A1, en annexe, enseigne que, quelle que soit la mesure de la pauvreté, l'effet de distribution a renforcé l'effet de croissance pour accentuer l'accroissement de la pauvreté, et le taux de croissance actuel des dépenses excède le taux de croissance d'équivalent pauvreté. Dans ces conditions, en termes de bien-être ex post, l'existence d'une croissance « anti-pauvres » en milieu urbain entre 1994 et 2003 est probable.

La prise en considération des formes de pauvreté par rapport au bien-être ex ante ne confirme que partiellement cette conclusion. En particulier, le tableau 1 montre que l'augmentation de la pauvreté durable est due au renforcement de l'effet croissance par l'effet inégalité. Par exemple, l'élasticité totale de pauvreté durable urbaine $\hat{\omega}$ équivaut à -0,272, et est supérieure à $\hat{\eta}$ (-0,243). Cela implique qu'à une *diminution* de un pour cent des dépenses réelles par tête est associée une *augmentation* de 0,272 pour cent du taux de pauvreté durable, contre 0,243 pour cent lorsque l'effet inégalité n'est pas pris en compte. De ce fait, l'indice de croissance pro-pauvres est positif, et s'élève à 1,119, la baisse des dépenses s'accompagnant d'une hausse de la pauvreté durable. Puisque les dépenses par tête ont diminué de -19,3 pour cent au cours de la période, un taux de croissance d'équivalent pauvreté durable de -21,603 pour cent signifie que $\hat{\alpha}^*$ est inférieur à $\hat{\alpha}$, et que 2,3 pour

[32] La variation du ratio de pauvreté transitoire évolutive de +6,9 pour cent au cours de la période – (22,9 - 16,0) – est décomposée en un effet de croissance positif, c'est-à-dire, accentuant la pauvreté – 0,0739 – et un effet d'inégalité négatif – -0,0492. Puisque la variation des dépenses a été de -11,3 pour cent au cours de la période, $\hat{\omega} = \hat{\eta} + \hat{\iota}$ = (0,0739/-0,113) + (-0,0049/-0,113) = -0,654 +0,044 = -0,610.

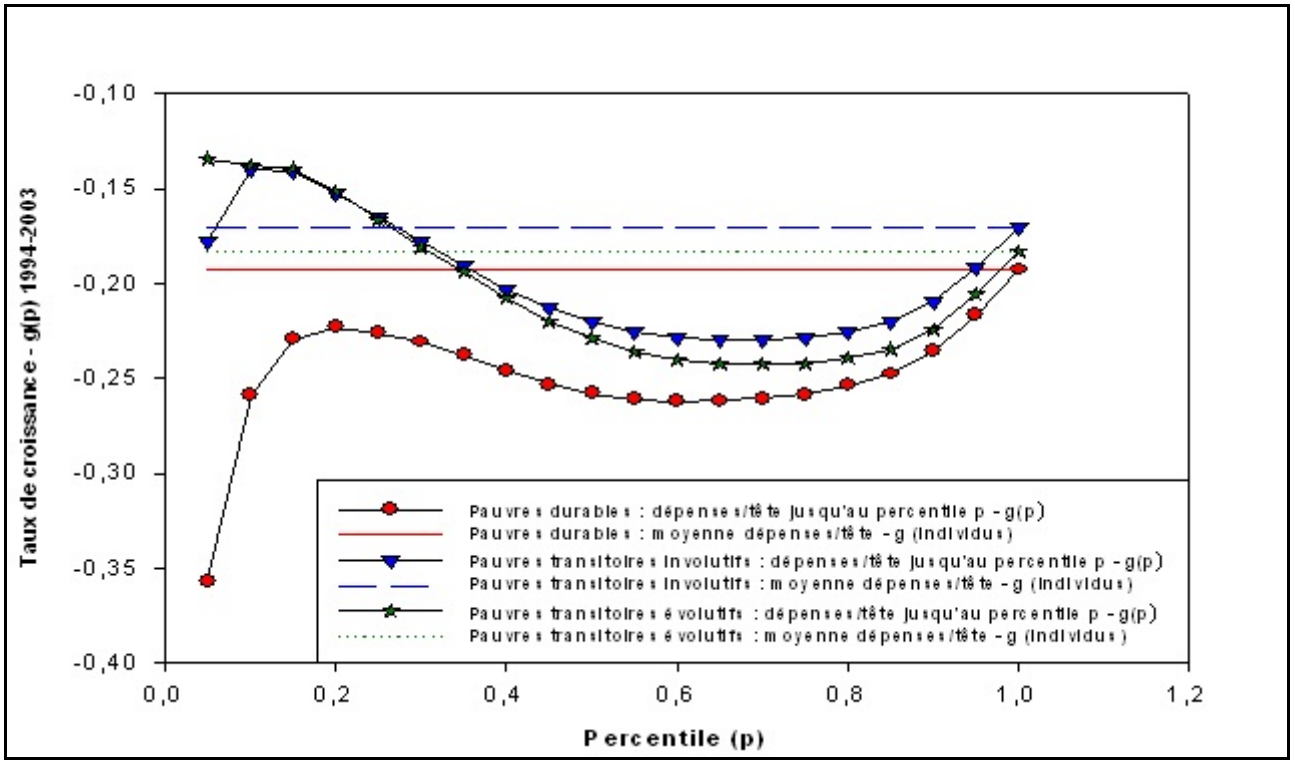

Figure 2 : Courbes de croissance de pauvreté durable, transitoire involutive et transitoire évolutive en termes des dépenses par tête des individus en milieu urbain – Burkina Faso 1994-95-2003

cent de croissance ont été perdus – [(-21,603) - (-19,3)] – à cause d'une évolution de la distribution des dépenses plus défavorable aux pauvres. En d'autres termes, la récession des dépenses des ménages urbains au cours de la période 1994-95-2003 a été *anti-pauvres durables*. La figure 2 semble conforter ce résultat. Dans les zones urbaines, pour les groupes pauvres durables, non seulement g(p)<0, mais g(p) est inférieur à g pour l'ensemble des p<100.

En réalité, la dynamique des formes transitoires de pauvreté semble traduire un processus de croissance faiblement pro-pauvres. En effet, le tableau 1 montre que, pour la pauvreté transitoire involutive et évolutive, l'effet inégalité contrebalance, en partie, l'effet de croissance. Dans ces conditions, les élasticités-croissance $\hat{\omega}$ sont inférieures en valeur absolue celles de $\hat{\eta}$. Par exemple, l'élasticité totale de pauvreté transitoire évolutive urbaine $\hat{\omega}$ est de -0,221, soit une valeur plus faible que $\hat{\eta}$ (-0,286), puisque l'effet inégalité, à croissance constante – $\hat{\iota}$ –, a contrebalancé l'effet de croissance : une diminution de un pour cent des dépenses par tête est associée à une baisse de 0,065 pour cent du ratio de pauvreté transitoire évolutive, via l'effet inégalité. Par ailleurs, le taux de croissance d'équivalent pauvreté transitoire évolutive $\hat{\alpha}^*$ (-14,141 pour cent) est supérieur à $\hat{\alpha}$ (-18,3 pour cent). L'évolution de la dynamique de la pauvreté transitoire involutive s'inscrit dans ce schéma, bien qu'écart ($\hat{\alpha}^*$-$\hat{\alpha}$) soit un peu plus élevé. La figure 2, centrée sur l'indicateur relatif à l'approche partielle de la mesure de la croissance pro-pauvres, semble vérifier cette assertion. Pour les deux formes de pauvreté transitoire, on observe que g(p) est inférieur à zéro pour l'ensemble des p, ce qui signifie que ces catégories de privations ont significativement augmenté entre 1994-95 et 2003. Toutefois, il apparaît que pour la pauvreté transitoire involutive et évolutive, g(p) est supérieur à g, respectivement, en ce qui concerne les premiers 25ème et 35ème percentiles.

En deuxième lieu, le milieu rural. Dans les campagnes, on observe une très faible augmentation – non statistiquement significative selon η – du ratio de pauvreté globale de 0,7 pour cent entre 1994-95 et 2003, conjuguée avec une évolution disparate des diverses formes de privations. En effet, au cours de la période, les taux de pauvreté durable et transitoire involutive ont diminué, respectivement, de 3,3 et 0,8[33], alors que le ratio de pauvreté transitoire évolutive a progressé significativement de 7,7 pour cent – tableau 1. Par ailleurs, le

[33] La variation de la pauvreté transitoire involutive n'est pas statistiquement significative – η =-0,363.

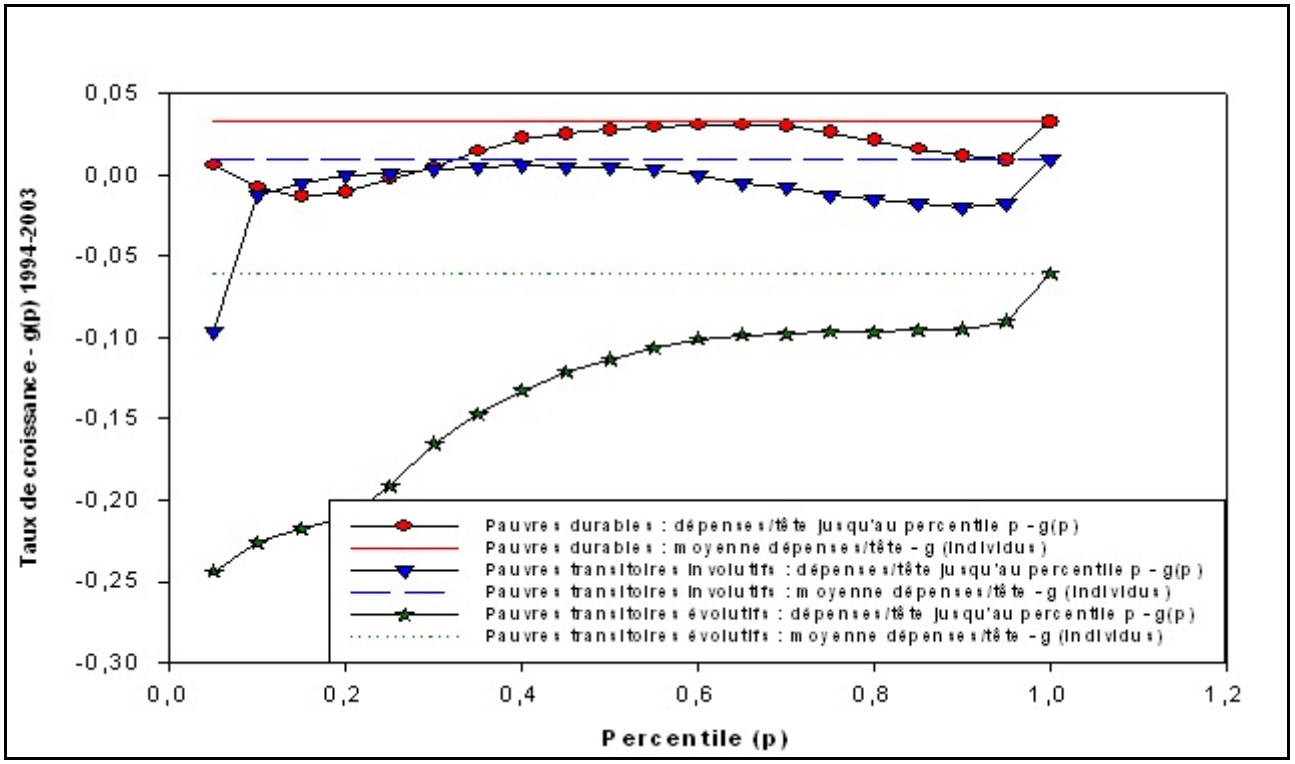

Figure 3 : Courbes de croissance de pauvreté durable, transitoire involutive et transitoire évolutive en termes des dépenses par tête des individus en milieu rural – Burkina Faso 1994-95-2003

tableau A1, en annexe, enseigne que les changements inhérents à l'inégalité, liés au processus de croissance, ont contribué à freiner la progression du *ratio* de pauvreté globale[34].

En fait, la dynamique de pauvreté durable et transitoire involutive traduit un processus de croissance *pro-pauvres*, dans la mesure où, dans les deux cas, l'effet de distribution a, en partie, renforcé l'effet de croissance – tableau 1. Il en résulte des taux de croissance d'équivalent pauvreté durable et transitoire involutive $\hat{\alpha}^*$ supérieurs à $\hat{\alpha}$[35]. Par contre, s'agissant de la pauvreté transitoire évolutive, le tableau 1 tend à mettre en évidence un processus de croissance *anti-pauvres,* puisque les effets de croissance et d'inégalité ont simultanément contribué à accroître la pauvreté. D'ailleurs, le taux de croissance d'équivalent pauvreté transitoire évolutive $\hat{\alpha}^*$ est très inférieur à $\hat{\alpha}$. Cette dernière situation apparaît assez nettement sur la figure 3, dans la mesure où $g(p)<g<0$ est une fonction croissante de p.

4. Conclusion

L'étude propose de contribuer au débat sur la croissance pro-pauvres au Burkina Faso, et présente une nouvelle évidence empirique, fondée sur une approche *ex ante* du bien-être à partir de données transversales, permettant de lever partiellement l'axiome d'anonymat – identifier les effets de croissance et de distribution selon les formes de pauvreté et de vulnérabilité, au cours de la période 1994-2003. A cet égard, l'analyse suggère plusieurs conclusions.

Premièrement, au niveau de l'ensemble de l'économie, la mise en évidence du caractère pro-pauvres de la croissance négative des dépenses, en présence de l'axiome d'anonymat – bien-être *ex post* –, imputable à l'interférence positive de l'inégalité, contribuant à réduire la *progression* des privations – le ratio de pauvreté est passé de 45,5 à 46,4 pour cent entre 1994-95 et 2003 –, contraste avec les enseignements de l'approche *ex ante* du bien-être, suggérant un processus de croissance, certes pro-pauvres, mais un peu plus complexe. En effet, la *baisse* de la pauvreté durable et transitoire involutive – respectivement, de -2,5 et -0,2 pour cent –, est

[34] Ce résultat est également affiché au tableau 1. 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.

[35] En ce qui concerne la pauvreté durable, l'écart ($\hat{\alpha}^*$-$\hat{\alpha}$) est de : 4,671-3,3 = 1,371 pour cent, tandis que pour la pauvreté transitoire involutive, il s'élève à 0,203 pour cent.

due a l'interférence positive de l'inégalité, ce qui signifie que la récession des dépenses des ménages au cours de la période a été *fortement pro-pauvres durables et pro-pauvres transitoires involutifs*. Par contre, les changements inhérents à l'inégalité, associés au processus de croissance, n'ont contribué qu'à freiner marginalement la *progression* de la pauvreté transitoire évolutive – +6,9 pour cent. Ainsi, la récession des dépenses des ménages au cours de la période 1994-95-2003 a été *très faiblement pro-pauvres pour le groupe des pauvres transitoires évolutifs*. Les courbes de croissance de pauvreté illustrent cette double évolution.

Deuxièmement, l'analyse selon le milieu révèle également un processus de croissance contrasté en fonction des formes de pauvreté. D'une part, dans les villes, l'approche en termes de bien-être ex post – présence de l'axiome d'anonymat – montre que l'effet de distribution a renforcé l'effet de croissance pour accentuer l'accroissement de la pauvreté – 10,6 à 19,9 pour cent –, et l'existence d'une croissance « anti-pauvres » entre 1994 et 2003 est probable. En fait, la récession des dépenses des ménages urbains au cours de la période a été *anti-pauvres durables* – l'augmentation de la pauvreté durable de 5,3 pour cent est due au renforcement de l'effet croissance par l'effet inégalité –, tandis que la dynamique des formes transitoires de pauvreté (la pauvreté transitoire involutive et évolutive a augmenté, respectivement, de 2,1 et 4,0 pour cent) semble traduire un processus de croissance *faiblement pro-pauvres*, l'effet inégalité contrebalançant, en partie, l'effet de croissance. D'autre part, en milieu rural, l'analyse en présence de l'axiome d'anonymat enseigne que les changements inhérents à l'inégalité ont contribué à freiner la progression du *ratio* de pauvreté globale – +0,7 pour cent. Or, si la dynamique de pauvreté durable et transitoire involutive – -3,3 et -0,8 pour cent, respectivement – traduit un processus de croissance *pro-pauvres* – l'effet de distribution a, en partie, renforcé l'effet de croissance –, s'agissant de la pauvreté transitoire évolutive, un processus de croissance *anti-pauvres* semble prévaloir, puisque les effets de croissance et d'inégalité ont simultanément contribué à accroître la pauvreté – +7,7 pour cent.

Ainsi, la distinction des formes de pauvreté, fondée sur une dissociation ex ante du bien-être et de la vulnérabilité, contribue à mieux caractériser le processus de croissance. Par exemple, au niveau de l'ensemble de l'économie, on observe que l'accroissement du ratio de pauvreté entre 1994-95 et 2003 est imputable à la progression de la pauvreté transitoire évolutive, c'est-à-dire à la réduction du bien-être des individus ayant au moins 60 pour cent de chance de ne plus être pauvres à court terme. Or, c'est précisément pour ces groupes que le processus de croissance a été très faiblement pro-pauvres. Par contre, le processus de croissance fortement pro-pauvres durables a contribué à réduire l'ampleur d'un groupe d'individus ayant au moins 60 pour cent de chance de demeurer pauvres. Néanmoins, les données disponibles ne permettent que de lever partiellement l'axiome d'anonymat, dans la mesure où il est impossible d'appréhender la mobilité ascendante ou descendante, ainsi que la variation des gains des individus.

Références bibliographiques

Amemiya, T. 1977. « The Maximum Likelihood and the Nonlinear Three-Stage Squares Estimator in the General Nonlinear Simultaneous Equation Model », *Econometrica*, 45 (4) : 955-968.

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

Bhagwati, J.N. 1988. « Poverty and Public Policy », *World Development*, 16 : 539-654.

Chaudhuri, S. 2002. *Empirical Method for Assessing Household Vulnerability to Poverrty,* New York, mimeo, Department of Economics, Columbia University.

Chaudhuri, S., Jalan, J., Suryahadi, A. 2002. *Assessing Household Vulnerability to Poverrty for Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia,* New York, Discussion Paper n°0102-52, Department of Economics, Columbia University.

Grimm, M. 2005. *Removing the Anonymity Axiom in Assessing Pro-Poor Growth*, Goettingen, Discussion Papers 113, Ibero-America Institute for Economic Research.

INSD 1996. *Le profil de 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.

Jalan, J., Ravallion, M. 1999. « Are the Poor Less Well Insured ? Evidence on Vulnerability to Incone Risk in Rural China», *Journal of Development Economics*, 58 (1) : 61-91.

Kakwani, N. 1990. *Testing for Significance of Poverty Differences, with Application to Côte d'Ivoire*, Washington, Lsms Working Papers 62, World Bank.

Kakwani, N., Pernia, E. 2000. « What is Pro-poor Growth? », *Asian Development Review*, 18 : 1-16.

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.

Lachaud, J.-P. 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.

–. 2005. *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.

–. 2006. *La mesure de la croissance pro-pauvres en Afrique : Espace de l'utilité ou des capacités ? Analyse comparative appliquée au Burkina Faso,* Bordeaux, Document de travail 122, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

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.

Ravallion, M. 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.

Shorrocks, A.F. 1999. *Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value*, Colchester, First Draft, June, University of Essex and Institute for Fiscal Studies.

Son, H.,H. 2004. « A Note on Pro-Poor Growth », *Economic Letters*, 82 : 307-314.

World Bank 2005. *Burkina Faso at a Glance*, http://devdata.worldbank.org/AAG/bfa_aag.pdf.

Annexe

Tableau A1 : Effets de croissance et d'inégalité sur la réduction de la pauvreté monétaire selon le milieu – Burkina Faso 1994-2003

Paramètre	Pauvreté		Variation 2003/1994 :		Elasticité de pauvreté[4]	Expliquée par[1]		Indice de croissance pro-pauvres[5]	Taux de croissance d'équivalent pauvreté[6]
Indicateur	1994-95	2003	Pauvreté par an (%)[7]	Dépenses sur la période (%)		Effet dû à la croissance[2]	Effet dû à l'inégalité[3]		
Ensemble									
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
Urbain									
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
Rural									
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

(1) La décomposition fait référence à celles de Kakwani , Subbarao (1992) ; Kakwani, Pernia (2000) ; (2) 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, 2005)]; (3) 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, aux prix de 2003, 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 (Kakwani, Khandker, Son 2002) ; (7) Les taux de croissance annuels sont calculés par rapport à 9 années ; (8) Les erreurs types et la statistique η testant l'hypothèse nulle des écarts de pauvreté sont présentées dans Lachaud (2005).

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 2003 ; Lachaud (2005).