

Croissance économique, pauvreté et inégalité des revenus en Afrique subsaharienne : analyse comparative

par

Jean-Pierre Lachaud, Professeur
Directeur du Centre d'économie du développement
Université Montesquieu-Bordeaux IV - France

Sommaire

1.	Introduction	1
2.	Concepts et méthode	2
1.	Mesure et décomposition de la pauvreté	2
2.	Les sources statistiques	5
3.	Effets de croissance et d'inégalité	7
1.	Décomposition de la pauvreté dans les capitales	7
2.	Décomposition de la pauvreté selon les milieux rural et urbain	8
4.	Croissance économique, pauvreté et inégalité	11
1.	Croissance économique, pauvreté et inégalité dans les capitales	11
2.	Croissance économique, pauvreté, inégalité et différentiel sectoriel	13
5.	Conclusion	16
	Références bibliographiques	18
	Annexes	20

1. Introduction

Dans les pays d'Afrique subsaharienne, l'un des défis majeurs du développement est de promouvoir des politiques économiques et sociales susceptibles de combattre la pauvreté. Certes, l'objectif d'éradication de la pauvreté n'est pas nouveau. Ce qui est nouveau c'est l'importance qu'on lui accorde aujourd'hui, notamment au niveau de la communauté internationale¹. En particulier, le paradigme dominant du développement — mettant en lumière plusieurs changements quant à la conception de la pauvreté, les acteurs de la lutte contre cette dernière, et l'identification et le ciblage des groupes pauvres —, s'efforce d'impulser une stratégie axée autour de trois éléments. Tout d'abord, une croissance économique intensive en travail visant à accroître les actifs productifs, l'emploi et les revenus des pauvres. Ensuite, un meilleur accès aux services sociaux afin que les pauvres bénéficient d'une plus grande sécurité et réalisent pleinement leur potentiel. Enfin, la mise en place de filets de sécurité efficaces pour protéger les pauvres contre les chocs soudains, garantir la sécurité alimentaire et prévenir leur destitution². En réalité, malgré la prise en considération de ces trois dimensions dans la mise en oeuvre des politiques, l'aspect croissance économique demeure privilégié. Ainsi, dans la plupart des pays d'Afrique subsaharienne, le succès ou l'échec du développement tend souvent à s'apprécier, en premier lieu, par rapport à l'évolution des indicateurs macroéconomiques clés, fortement influencés par les programmes d'ajustement structurel³.

Evidemment, il est relativement aisé de suggérer des arguments en faveur d'une telle option. D'une part, en l'absence de création de richesses, tout processus de développement demeure aléatoire. D'autre part, l'expérience des pays asiatiques tend à mettre en évidence une corrélation étroite entre croissance économique et réduction de la pauvreté⁴. En fait, en Afrique subsaharienne, malgré l'existence d'une certaine croissance économique — certes faible — au cours des dernières années, la pauvreté demeure une caractéristique majeure du système social africain. Par exemple, au Burkina Faso, au Ghana et en Mauritanie — trois pays pris en compte dans la présente étude —, le produit intérieur brut a crû annuellement, respectivement, de 2,9, 4,5 et 1,2 pour cent au cours de la période 1985-94, alors que l'incidence de la pauvreté est très élevée — respectivement, 44,5, 40,2 et 56,6 pour cent — au début des années 1990 — tableau A1 en annexe. Par conséquent, il importe d'examiner dans quelle mesure les bénéfices de la croissance peuvent profiter aux pauvres, en particulier dans les pays d'Afrique subsaharienne

¹ Lipton, Maxwell [1992].

² Ces trois orientations sont relativement explicites dans les approches de la Banque mondiale. Voir en particulier Banque mondiale [1990], [1993]. Des approches plus critiques ont été développées par l'Oit, en particulier l'Institut international des études sociales — Rodgers [1995], Rodgers, Gore, Figueiredo [1995]. De même, les analyses du Pnud inhérentes au développement humain durable, tout en reconnaissant le rôle primordial de la croissance économique en matière de réduction de la pauvreté, s'efforcent de promouvoir une stratégie en termes de développement humain, ciblant directement sur les groupes vulnérables — Pnud [1995a], [1995b], [1996].

³ Par exemple, en Mauritanie, le document cadre de politique économique souligne l'existence d'une croissance économique de plus de 4 pour cent par an au cours des années 1993-95, et suggère, implicitement, que cette situation pourrait avoir des conséquences importantes en termes de réduction de la pauvreté. République islamique de Mauritanie [1996].

⁴ Par exemple, en Asie de l'Est, le PIB a augmenté annuellement de 8 pour cent au cours de la période 1985-94, et l'incidence de la pauvreté devrait passer de 11,3 à 4,2 pour cent entre 1990 et 2000 — 169 à 73 millions de pauvres. Or, en Afrique subsaharienne, entre 1985 et 1994, la croissance annuelle du PIB n'a été que de 1,9 pour cent, et l'incidence de la pauvreté au cours de la période 1990-2000 devrait passer de 47,8 à 49,7 pour cent — 216 à 304 millions de pauvres. Banque mondiale [1990], [1996a].

confrontés à une profonde crise économique et sociale, sans précédent au cours de leur histoire. A cet égard, le degré de pauvreté dépend de deux facteurs. D'une part, le niveau moyen du revenu ; d'autre part, l'étendue de l'inégalité de la distribution du revenu. En principe, un accroissement du revenu moyen réduit la pauvreté, tandis qu'une élévation de l'inégalité l'accroît. En réalité, bien que certaines hypothèses aient été avancées⁵, la relation entre les variations de la pauvreté et la croissance économique n'est pas réellement explorée⁶.

La présente étude s'inscrit dans cette perspective. Elle se propose, à l'aide d'une méthode récemment développée et dans une optique comparative, d'appréhender le lien entre la croissance économique, la pauvreté et l'inégalité des revenus dans quelques capitales ou pays d'Afrique subsaharienne - Burkina Faso, Cameroun, Côte d'Ivoire, Ghana, Guinée, Mali et Mauritanie - sous ajustement depuis près d'une décennie, pour la plupart d'entre eux⁷.

2. Concepts et méthode

1. Mesure et décomposition de la pauvreté

Au cours des deux dernières décennies, une importante littérature a été consacrée à la mesure et à la décomposition de la pauvreté⁸. A cet égard, les indices de pauvreté développés par Foster, Greer et Thorbecke⁹ — FGT — en 1984 sont les plus utilisés, dans la mesure où ils possèdent des propriétés intéressantes — décomposables en sous-groupes d'une population et additifs — dans l'optique de l'élaboration du profil de pauvreté. De ce fait, bien que d'autres approches soient susceptibles de résoudre le problème d'agrégation de la pauvreté¹⁰, les indices FGT constituent le cadre de référence de la présente recherche.

Par ailleurs, parmi les tentatives récentes de décomposition des variations de la pauvreté, celles de Datt et Ravallion¹¹, d'une part, et de Kakwani¹², d'autre part, semblent les plus rigoureuses. Ainsi, Datt et Ravallion ont proposé une décomposition simple des changements de la pauvreté permettant de différencier et de quantifier l'importance relative de l'effet de croissance et de l'effet de redistribution. La variation de la pauvreté est décomposée en une somme de trois éléments : (i) une composante de croissance qui appréhende le changement de la pauvreté qui

⁵ Par exemple, l'hypothèse de Kuznets implique une courbe en \cap concernant la distribution des revenus. Plus récemment, Fields [1988] indique qu'il est difficile de soutenir sans réserves que l'inégalité des revenus s'est détériorée dans les pays en développement.

⁶ Voir Birdsall, Ross, Sabot [1995]. En s'appuyant sur l'expérience asiatique, les auteurs montrent que les politiques qui réduisent la pauvreté et l'inégalité, telles que le développement de l'éducation de haute qualité et la demande de travail, stimulent la croissance économique.

⁷ Voir Lachaud [1996] et Lachaud, Chouaib [1996] pour une description du contexte macroéconomique récent de ces pays — sauf le Ghana. Pour le Ghana, voir Banque mondiale [1994].

⁸ Ravallion [1992].

⁹ Foster, Greer, Thorbecke [1984]. Ces indices ont la forme générale suivante : $P_{\alpha} = (1/n) \sum [(Z - R_i)/Z]^{\alpha}$, avec : $i = 1, \dots, q$, où : Z = ligne de pauvreté ; R_i = revenu/dépense de la i ème personne — ou ménage — pauvre ; n = population totale ; q = nombre de personnes au-dessous de la ligne de pauvreté. Ainsi, cet indice calcule l'écart de revenu de chaque personne (ou ménage) pauvre en termes de la ligne de pauvreté, l'élève à la puissance α et effectue la somme pour les individus — ou les ménages — pauvres. Le paramètre α reflète le degré d'aversion pour la pauvreté et peut prendre différentes valeurs. P_{α} est simplement la moyenne pour l'ensemble de la population d'une mesure individuelle de la pauvreté qui prend la valeur $(1 - R_i/Z)^{\alpha}$ pour les pauvres et 0 pour les non pauvres.

¹⁰ Watts [1968], Sen [1976], Clark, Hemming, Ulph [1981].

¹¹ Datt, Ravallion [1991]. Ces deux auteurs indiquent d'autres approches qui, cependant, ne fournissent qu'une évaluation de l'effet de croissance, et attribuent le reste de la variation de la pauvreté à la composante de distribution.

¹² Kakwani [1993].

aurait été observé si la courbe de Lorenz ne s'était pas modifiée — variation de la moyenne des revenus à courbe de Lorenz constante à une date donnée ; (ii) une composante de redistribution qui indique le changement de la pauvreté qui aurait été observé à cause d'une variation de la courbe de Lorenz, alors que la moyenne des revenus est constante à une date donnée ; (iii) un résidu — interaction entre les effets de croissance et les effets de redistribution. Néanmoins, cette approche nécessite des données relatives à plusieurs périodes et strictement comparables, ce qui est encore assez rare dans le contexte africain¹³. Pour cette raison, l'analyse de la relation entre la croissance économique, la pauvreté et l'inégalité sera fondée sur l'approche de Kakwani.

Cette dernière consiste à dériver des élasticités de la pauvreté par rapport au revenu — ou la dépense — moyen et à l'inégalité — mesurée par la courbe de Lorenz — afin d'estimer les variations de la pauvreté inhérente aux changements du revenu et de l'indice de Gini. Quelques éléments relatifs à cette méthode permettent de fixer les idées¹⁴.

On suppose qu'une mesure de la pauvreté θ est fonction de trois facteurs : (i) la ligne de pauvreté, z ; (ii) le revenu — ou la dépense — moyen par tête, μ ; (iii) l'inégalité du revenu, appréhendée, par exemple, par la courbe de Lorenz qui peut être caractérisée par k paramètres m_1, m_2, \dots, m_k . Le déplacement de la courbe de Lorenz induira une modification des paramètres, c'est-à-dire une variation de l'inégalité. Dans ces conditions, l'équation [1] — la ligne de pauvreté z étant donnée — décompose la variation de la pauvreté en deux éléments: (i) l'impact de la croissance lorsque la répartition du revenu ne varie pas — effet de croissance pure ; (ii) l'effet de la redistribution du revenu lorsque le revenu agrégé demeure inchangé — effet d'inégalité.

$$d\theta = (\delta\theta/\delta\mu)d\mu + \sum (\delta\theta/\delta m_i)dm_i \quad i = 1, \dots, k \quad [1]$$

Il s'agit à présent de spécifier les deux effets précédents en prenant en compte les indices FGT, successivement l'incidence — $\alpha = 0$ —, la profondeur — $\alpha = 1$ — et l'intensité — $\alpha = 2$ — de la pauvreté.

En premier lieu, considérons l'effet de croissance et exprimons les élasticités qui lui sont inhérentes. Si la croissance économique est positive, la première composante de [1] sera toujours négative, et inversement. Tout d'abord, on peut caractériser le ratio de pauvreté H — proportion des individus ou des ménages situés au-dessous de la ligne de pauvreté — par une fonction de distribution $F(z)$ ¹⁵. Dans ce cas, on montre que l'élasticité du ratio de pauvreté par rapport au revenu moyen — pourcentage de pauvres qui franchissent la ligne de pauvreté à la suite d'une élévation du revenu moyen de 1 pour cent — est¹⁶ :

$$\eta_H = (\delta H/\delta \mu) (\mu/H) = -zf(z)/H < 0 \quad [2]$$

Ensuite, la prise en considération d'indices de pauvreté décomposables et additifs, notamment les mesures FGT, $P_\alpha = \int [(z-x)/z]^\alpha f(x)dx$, où α représente le coefficient d'aversion pour la pauvreté¹⁷, conduit à exprimer l'élasticité de P_α par rapport à μ — pour $\alpha \neq 0$ — par la relation [3], qui est toujours négative puisque P_α est une fonction décroissante de α .

¹³ En Côte d'Ivoire, une approche de ce type a été réalisée. Voir Grootaert [1993].

¹⁴ On utilisera les mêmes notations que Kakwani.

¹⁵ On suppose que le revenu x d'un individu est une variable aléatoire avec une fonction de distribution $F(x)$.

¹⁶ Ce résultat est basé sur l'hypothèse que la distribution relative du revenu est inchangée.

¹⁷ Plus α est élevé, plus la considération pour les pauvres est forte.

$$\eta_{P_\alpha} = (\delta P_\alpha / \delta \mu) (\mu / P_\alpha) = -\alpha [P_{\alpha-1} - P_\alpha] / P_\alpha \quad [3]$$

En deuxième lieu, la composante de [1] relative à l'effet d'inégalité est plus complexe à examiner dans la mesure où cette dernière peut varier de différentes manières. Toutefois, on peut admettre, à la suite de Kakwani, que la courbe de Lorenz se déplace en fonction d'un paramètre λ selon l'équation [4].

$$L^*(p) = L(p) - \lambda [p - L(p)] \quad [4]$$

où $L^*(p)$ = le pourcentage cumulé du revenu — ou de la dépense — par tête et p le pourcentage cumulé d'individus ou de ménages¹⁸. A cet égard, λ correspond à la variation proportionnelle de l'indice de Gini¹⁹. Dans ce contexte, si l'on admet que le ratio de pauvreté varie de $H=f(z)$ à $H^*=f(z^*)$ à la suite d'un changement de l'inégalité — le revenu moyen étant constant —, on montre qu'un déplacement de la courbe de Lorenz selon [4] équivaut à une variation de la ligne de pauvreté de z à z^* , la distribution originelle des revenus étant prise en compte²⁰.

Lorsque l'on considère à présent les indices de la classe FGT avec $\alpha > 0$, l'élasticité de P_α , par rapport à une variation de l'inégalité des revenus selon [4], est donnée par [5].

$$\epsilon_{P_\alpha} = \eta_{P_\alpha} + [(\alpha \mu P_{\alpha-1}) / z P_\alpha] \quad [5]$$

En troisième lieu, les décompositions des effets de croissance et d'inégalité précédemment présentées appellent plusieurs observations additionnelles. Tout d'abord, dans la mesure où la pauvreté est affectée par le revenu moyen et l'inégalité des revenus, on peut définir un taux marginal proportionnel de substitution entre ces deux composantes, qui indique le pourcentage d'accroissement nécessaire du revenu moyen pour que la pauvreté ne change pas consécutivement à une variation de 1 pour cent de l'indice de Gini. Ce taux est égal au rapport — précédé du signe moins — entre l'élasticité de l'inégalité et l'élasticité du revenu²¹.

Ensuite, dans la mesure où il existe plusieurs secteurs ou groupes — m — dans l'économie, la variation de l'indice de la pauvreté — décomposable et additif — est la résultante des processus de croissance inhérents aux différents segments. Ceci est exprimé par la relation [6].

$$d\theta/\theta = \sum \eta_{\theta_i}^* (d\mu_i/\mu_i) + \sum \epsilon_{\theta_i}^* (dG_i/G_i), \quad \text{avec } i = 1, \dots, m \quad [6]$$

où : $\eta_\theta = \sum (\theta_i f_i / \theta) \eta_{\theta_i} = \sum \eta_{\theta_i}^*$, l'élasticité de la pauvreté totale par rapport au revenu moyen de l'ensemble de l'économie ; $\eta_{\theta_i} =$ l'élasticité de la pauvreté du sous-groupe i par rapport au revenu moyen du sous-groupe i ; $\eta_{\theta_i}^* =$ l'élasticité de la pauvreté totale par rapport au revenu moyen du sous-groupe i ; $\epsilon_{\theta_i}^* =$ effet de la variation de l'indice de Gini du groupe i sur la pauvreté totale. Ainsi, lorsque les taux de croissance des différents segments — ou secteurs — sont connus, le premier terme du membre de droite de [6] permet de mesurer la variation totale de la pauvreté, en supposant que l'inégalité au sein des divers groupes ne s'est pas modifiée. Par ailleurs, il peut être nécessaire d'estimer l'effet sur la pauvreté de la variation de l'inégalité entre les secteurs,

¹⁸ Si $\lambda > 0$, la courbe de Lorenz se déplace vers le bas à la suite d'un accroissement de l'inégalité, et inversement.

¹⁹ $\lambda = 0,01$ implique que l'indice de Gini a augmenté de 1 pour cent.

²⁰ Kakwani [1993].

²¹ En effet, la décomposition de la variation de la pauvreté est : $d\theta/\theta = \eta_\theta (d\mu/\mu) + \epsilon_\theta (dG/G)$. Si $d\theta/\theta = 0$, le taux marginal proportionnel de substitution est : $(\delta\mu/\delta G) (G/\mu) = -\epsilon_\theta/\eta_\theta$.

dans la mesure où les politiques d'ajustement en Afrique s'efforcent, la plupart du temps, de modifier le processus d'allocation des ressources, c'est-à-dire les termes de l'échange intersectoriels²².

Enfin, la détermination de l'élasticité du ratio de pauvreté implique l'évaluation de la fonction de densité $f(x)$ lorsque $x = z$. Cela peut être réalisé en estimant une courbe de Lorenz selon l'équation [7].

$$L(p) = p - ap^\gamma (1-p)^\beta \quad [7]$$

où $L(p)$ = pourcentage cumulé du revenu ou de la dépense par tête ; p = pourcentage cumulé de ménages ou d'individus ; a , γ et β sont des paramètres — supposés être plus grands que 0²³. Le calcul de la dérivée seconde $L''(p)$ permet d'obtenir $f(x) = 1/[\mu L''(p)]$, qui peut être estimé pour chaque valeur de p si l'on connaît μ , a , γ et β . Les valeurs de $f(x)$ pour des valeurs données de x — $x = z$ — peuvent être facilement obtenues à partir des bases de données. L'équation [2] permet alors de calculer l'élasticité du ratio de pauvreté H par rapport à l'inégalité des revenus — ou des dépenses.

2. Les sources statistiques

La présente recherche s'appuie sur une information statistique de trois types. Premièrement, afin de combler le caractère fragmentaire de l'information relative au marché du travail dans la plupart des pays d'Afrique subsaharienne, une série d'enquêtes pilotes sur emploi auprès de ménages ont été réalisées entre 1986-87 et 1992 dans plusieurs capitales africaines — Abidjan (Côte d'Ivoire), 1986-87 ; Yaoundé (Cameroun), 1990-91 ; Conakry (Guinée), 1990-91 ; Bamako (Mali), 1991 ; Ouagadougou (Burkina Faso), 1992. Ces différentes investigations, portant sur environ 300 ménages, ont été effectuées dans le cadre du Réseau d'analyse du marché du travail en Afrique (RAMTA), sur l'initiative de l'Institut international d'études sociales de l'Organisation internationale du travail à Genève²⁴. L'objectif de ces enquêtes est d'explorer les liens entre la pauvreté urbaine et le marché du travail, en collectant de nouvelles informations afin d'examiner la structure de ce dernier dans une optique qui s'écarte de l'approche dualiste. Compte tenu de la nature de ces investigations, la pauvreté est appréhendée par rapport au revenu moyen par tête ajusté en fonction des besoins minima en calories²⁵.

En même temps, un autre objectif de la présente recherche est d'utiliser l'analyse

²² On notera que la possibilité de variation de l'inégalité du revenu de la population à cause du différentiel des taux de croissance sectoriels a été pris en compte. En effet, le premier terme de [6] peut s'écrire : $\sum \eta^*_{\theta_i} (d\mu_i/\mu_i) = \eta_\theta (d\mu/\mu) - \sum \eta^*_{\theta_i} [(d\mu_i/\mu - d\mu_i/\mu_i)]$, avec $i = 1, \dots, m$. Le premier terme du membre de droite est le pur effet de croissance sur la pauvreté, tandis que le second terme appréhende l'effet de la variation d'inégalité entre les secteurs inhérente au différentiel des taux de croissance sectoriels.

²³ Kakwani [1981]. $L(p) = 0$ pour $p = 0$ et $p = 1$. En outre, la condition suffisante pour que $L(p)$ soit convexe par rapport à l'axe p est : $0 \leq \gamma \leq 1$ et $0 \leq \beta \leq 1$. En fait, on régresse $\log[p - L(p)]$ avec p et $\log(1 - p)$.

²⁴ Avec l'appui financier de l'Usaid et de la coopération technique de l'Oit. Par ailleurs, plusieurs institutions locales africaines ont collaboré à la réalisation de ces enquêtes : Onfp (Côte d'Ivoire); Ministère du plan et de l'aménagement du territoire (Cameroun) ; Onmoe (Mali) ; Onemo (Guinée) ; Insd (Burkina Faso). Les enquêtes relatives à Madagascar et Dakar ne sont pas prises en compte dans la présente recherche. Voir Lachaud [1994a], [1994b], [1996].

²⁵ Un seuil d'ultra pauvreté a été déterminé en termes de la consommation de riz par rapport au seuil de 2400 calories par jour, auquel une proportion de 50 pour cent des dépenses a été ajoutée. Par ailleurs, un seuil de pauvreté a été obtenu en multipliant par deux le seuil précédent. De plus, l'utilisation d'un coefficient de 0,5 pour les moins de 15 ans a permis d'ajuster la structure des ménages. Voir les notes du tableau 1 pour la présentation des différents seuils de pauvreté.

comparative pour mettre en évidence les spécificités nationales, enrichir les conclusions analytiques et accroître la véridicité des résultats obtenus. A cet égard, les données collectées dans le cadre du programme précédemment indiqué contribuent à renforcer la solidité de l'analyse comparative. En effet, toutes les enquêtes sont relativement homogènes quant à l'échantillonnage, au support statistique, aux concepts utilisés, et aux procédures d'exploitation des données mises en œuvre. Ainsi, malgré la relative hétérogénéité des pays pris en compte — quatre économies à faible revenu et deux économies à revenu intermédiaire — la solidité de cette option analytique est renforcée par l'homogénéité des sources statistiques utilisées.

Deuxièmement, trois enquêtes sur le niveau de vie des ménages, ayant une portée nationale, ont été utilisées : (i) Mauritanie : enquête sur les conditions de vie des ménages, 1989-89²⁶ — environ 6500 ménages ; (ii) Ghana : enquête prioritaire auprès des ménages, 1990²⁷ — 724 ménages ; Burkina Faso : enquête prioritaire sur les conditions de vie des ménages, 1994-95²⁸ — 8 700 ménages. Toutefois, seules les bases de données relatives aux deux dernières investigations ont été accessibles. L'intérêt de ces enquêtes est qu'elles permettent, d'une part, la détermination des effets de croissance et d'inégalité selon le milieu — rural et urbain — et, d'autre part, l'appréhension de l'impact sur la pauvreté de la variation des termes de l'échange intersectoriels, due au différentiel des taux de croissance sectoriels²⁹. Il est à remarquer que des méthodologies différentes sous-tendent l'identification de la pauvreté dans ces trois investigations. Alors que le critère de la pauvreté est la dépenses par tête en Mauritanie et au Burkina Faso, le niveau de vie est appréhendé à l'aide du revenu par tête au Ghana. En outre, le seuil de pauvreté est déterminé par rapport à une approche nutritionnelle au Burkina Faso, aux standards internationaux en Mauritanie et à la pauvreté relative — deux tiers du revenu par tête — au Ghana³⁰.

Troisièmement, les données relatives aux comptes nationaux ont permis d'estimer les taux de croissance du produit intérieur brut et du produit intérieur brut par tête pour l'ensemble de l'économie et pour les différents secteurs, rural et urbain³¹. Les données utilisées proviennent soit de sources nationales³², soit de la Banque mondiale³³. Le tableau A1 en annexe affiche les performances économiques des différents pays pris en compte dans le présent échantillon³⁴.

3. Effets de croissance et d'inégalité

L'impact de la croissance et de l'inégalité des revenus sur la pauvreté peut être mis en évidence, d'abord dans les capitales, puis selon les milieux rural et urbain.

²⁶ McKay, Houeibib [1992].

²⁷ Voir des éléments de méthodologie dans Carl Duisberg Gesellschaft [1994].

²⁸ Institut national de la statistique et de la démographie [1996a], [1996b].

²⁹ La comparaison des enquêtes relatives au Burkina Faso n'est pas possible.

³⁰ Voir les notes du tableau 2 pour la détermination des seuils de pauvreté.

³¹ Dans le cas des capitales, les données relatives au milieu urbain sont prises en considération.

³² Burkina Faso : Ministère de l'économie et du plan, Gtz [1995] ; Mauritanie : Informations fournies directement par le Ministère du plan en août 1996. Voir Lachaud, Chouaib [1996].

³³ Ghana : Banque mondiale [1996b].

³⁴ Les notes du tableau A1 présentent quelques éléments de méthodologie.

1. Décomposition de la pauvreté dans les capitales

Le tableau 1 présente les élasticités des indices décomposables de pauvreté par rapport au niveau de vie — revenu moyen — et à l'indice de Gini, ainsi que les taux marginaux proportionnels de substitution selon le seuil de pauvreté et les capitales. Par ailleurs, les paramètres des estimations des courbes de Lorenz figurent au tableau A2 en annexe. Plusieurs commentaires peuvent être formulés.

Premièrement, l'ampleur absolue des élasticités par rapport au revenu par tête ajusté est légèrement inférieure à l'unité dans trois capitales africaines — Ouagadougou, Yaoundé, Abidjan — pour toutes les mesures de la pauvreté. De ce fait, la pauvreté devrait diminuer moins rapidement que le taux de croissance du revenu, pourvu que ce dernier ne génère pas une élévation de l'inégalité. Par exemple, à Yaoundé, un accroissement du revenu moyen de un pour cent induit une réduction du ratio de pauvreté de 0,75 pour cent, toutes choses égales par ailleurs. Toutefois, lorsque l'on prend en compte l'ensemble du milieu urbain — tableau 2 — cette situation n'est observée que pour le Ghana. En outre, dans deux capitales — Bamako, Conakry — la sensibilité de la pauvreté à la croissance économique est comprise entre -1 et -1,8 environ, ce qui tend à mettre en évidence la forte probabilité de l'augmentation de la pauvreté dans le cas où la croissance économique serait négative, d'autant qu'une telle situation accentue vraisemblablement l'inégalité des revenus. Il est assez difficile d'expliquer ces divergences, bien que ces deux dernières capitales soient précisément celles où les taux d'activité féminins sont les plus faibles, et, par conséquent, où l'incidence relative des revenus précaires demeure probablement moins élevée³⁵.

Deuxièmement, la valeur absolue des élasticités semble moins élevée pour des mesures de la pauvreté qui sont sensibles aux transferts de revenu parmi les plus pauvres. Par exemple, quels que soient le seuil de pauvreté et la capitale, les élasticités du revenu tendent à diminuer avec α — le coefficient d'aversion pour la pauvreté —, ce qui signifie qu'un processus de croissance économique qui ne s'accompagne pas d'une élévation de l'inégalité des revenus est susceptible de profiter plus aux classes intermédiaires qu'aux très pauvres. Toutefois, les résultats issus des enquêtes nationales ne confortent pas cette hypothèse.

Troisièmement, de tels résultats suggèrent que les politiques économiques doivent mettre l'accent sur des processus de croissance qui maintiennent au moins la part des revenus des plus pauvres. Néanmoins, si l'inégalité des revenus s'accroît au cours de la transition économique, la pauvreté peut augmenter. Il en est ainsi parce que les mesures de la pauvreté sont beaucoup plus sensibles à la variation de l'inégalité qu'à la variation des revenus moyens, surtout pour les plus pauvres. Par exemple, pour l'ensemble des capitales, une élévation de 1 pour cent de l'indice de Gini de la distribution du revenu induit une augmentation de la profondeur de la pauvreté — P1 — comprise entre 2 à 7 pour cent, toutes choses étant égales par ailleurs, alors que l'incidence de la variation des revenus moyens n'est que de 0,5 à 1,3 pour cent. De même, si une ligne

³⁵ Lachaud [1996].

Tableau 1 : Elasticités des indices décomposables de pauvreté¹ par rapport au niveau de vie — revenu moyen — et à l'indice de Gini, et taux marginaux de substitution selon le seuil de pauvreté et les capitales

Paramètre	Indices de pauvreté	Seuil d'ultra pauvreté ²				Seuil de pauvreté ³			
		Mesure de la pauvreté	Elasticités /revenu moyen par tête ajusté	Elasticités /indice de Gini	Taux marginaux de substitution ⁴	Mesure de la pauvreté	Elasticités /revenu moyen par tête ajusté	Elasticités /indice de Gini	Taux marginaux de substitution ⁴
Ouagadougou (1992)	P0	0,341	-0,52	1,95	3,75	0,515	-0,73	0,45	0,61
	P1	0,248	-0,38	6,87	18,31	0,338	-0,52	3,49	6,66
	P2	0,221	-0,22	11,60	51,77	0,279	-0,42	5,96	14,08
Yaoundé (1990-91)	P0	0,143	-0,71	7,62	10,81	0,269	-0,75	2,60	3,47
	P1	0,111	-0,29	11,92	41,39	0,162	-0,66	7,21	10,92
	P2	0,107	-0,08	19,59	261,13	0,130	-0,49	11,32	23,00
Abidjan (1986-87)	P0	0,116	-0,68	5,34	7,85	0,195	-0,85	3,18	3,74
	P1	0,071	-0,63	13,78	21,87	0,114	-0,71	6,84	9,63
	P2	0,055	-0,58	22,20	38,27	0,085	-0,68	11,17	16,43
Conakry (1991-92)	P0	0,203	-1,81	2,46	1,35	0,490	-1,43	0,55	0,38
	P1	0,085	-1,39	5,43	3,91	0,216	-1,27	1,97	1,53
	P2	0,048	-1,54	8,57	5,56	0,129	-1,35	3,43	2,54
Bamako (1991)	P0	0,260	-1,67	3,60	2,16	0,520	-1,64	1,1	0,67
	P1	0,113	-1,30	14,08	10,83	0,253	-1,06	5,81	5,48
	P2	0,064	-1,53	22,07	14,42	0,161	-1,14	9,36	8,21

(1) Les mesures de la pauvreté P0 ($\alpha = 1$), P1 ($\alpha = 1$) et P2 ($\alpha = 2$) sont des indices de pauvreté décomposables qui expriment, respectivement, l'incidence, la profondeur et l'intensité de la pauvreté. Dans ce cas, α représente une mesure de l'aversion pour l'inégalité ; (2) Revenu par tête ajusté et par semaine : (i) Ouagadougou : 1 111 f.Cfa ; Yaoundé : 1 440 f.Cfa ; Abidjan : 1 143 f.Cfa ; Conakry : 1 379 f.g ; Bamako : 946 f.Cfa ; (3) Revenu par tête ajusté et par semaine : (i) Ouagadougou : 2 222 f.Cfa ; Yaoundé : 2 880 f.Cfa ; Abidjan : 2 286 f.Cfa ; Conakry : 2 757 f.g ; Bamako : 1 892 f.Cfa ; (4) Le taux marginal de substitution entre le revenu moyen et l'inégalité du revenu est égal au rapport entre l'élasticité de l'indice de Gini et l'élasticité du revenu moyen — précédé du signe moins.

Sources : Enquêtes pilotes sur l'emploi auprès des ménages : Burkina Faso (Ouagadougou, 1992), Cameroun (Yaoundé, 1990-91), Côte d'Ivoire (Abidjan, 1986-87), Guinée (Conakry, 1991-92), Mali (Bamako, 1991).

d'ultra pauvreté est prise en compte, les pourcentages varient, respectivement, de 5 à 14 pour cent et de 0,3 à 1,4 pour cent. Une tendance analogue est observée pour le milieu urbain à partir des enquêtes nationales — tableau 2.

Quatrièmement, dans ce contexte, on peut estimer un taux marginal de substitution entre la croissance et l'inégalité qui appréhende le pourcentage d'accroissement du revenu moyen qui est nécessaire pour que la pauvreté n'augmente pas consécutivement à une élévation de 1 pour cent de l'indice de Gini. Par exemple, à Yaoundé, pour les pauvres, la valeur de ce taux pour P1 est de 3,47. Cela signifie que le revenu par tête devrait s'élever de 3,47 pour cent pour compenser une élévation de l'indice de Gini de 1 pour cent. Il est à remarquer que les taux marginaux de substitution tendent à être plus élevés pour les très pauvres que pour les moyennement pauvres, ce qui implique que plus la ligne de pauvreté est basse plus la supériorité relative de la réponse de la pauvreté à la croissance du revenu par rapport à l'inégalité est élevée. Le tableau 2 affiche un résultat comparable, quel que soit le milieu. Cette sensibilité, s'élevant aussi avec α , suggère que le choix d'une mesure de la pauvreté présente une importance quant aux discussions relatives aux relations entre la croissance, la pauvreté et l'inégalité.

2. Décomposition de la pauvreté selon les milieux rural et urbain

Il est probablement préférable d'examiner la sensibilité de la pauvreté à la croissance des revenus — ou de la dépense — et à l'inégalité à partir d'enquêtes ayant une portée nationale. A cet égard, le tableau 2 appelle plusieurs commentaires.

Tableau 2 : Élasticité des indices décomposables de pauvreté¹ par rapport au niveau de vie — revenu moyen ou dépense moyenne — et à l'indice de Gini, et taux marginaux de substitution selon le seuil de pauvreté, les pays et les régions

Paramètre	Indices de pauvreté	Seuil d'ultra pauvreté ²				Seuil de pauvreté ³				
		Mesure de la pauvreté	Elasticité/dépense/revenu moyen par tête ajusté	Elasticité/indice de Gini	Taux marginaux de substitution ⁴	Mesure de la pauvreté	Elasticité/dépense/revenu moyen par tête ajusté	Elasticité/indice de Gini	Taux marginaux de substitution ⁴	
Pays	P0	0,278	-1,66	2,59	1,56	0,445	-1,37	0,97	0,71	
	P1	0,073	-2,81	5,92	2,11	0,139	-2,20	3,47	1,58	
	P2	0,028	-3,21	8,74	2,72	0,060	-2,63	5,57	2,12	
Burkina Faso (1994-95)	Rural	P0	0,323	-2,51	1,39	0,55	0,510	-2,20	0,41	0,19
		P1	0,085	-2,80	3,85	1,37	0,161	-2,17	2,11	1,05
		P2	0,033	-3,15	5,86	1,86	0,070	-2,60	3,62	1,38
	Urbain	P0	0,045	-3,78	17,11	4,53	0,104	-2,49	6,44	2,59
		P1	0,011	-3,09	17,76	5,75	0,025	-3,16	14,00	4,43
		P2	0,004	-3,50	24,53	7,01	0,009	-3,56	18,31	5,14
Pays	P0	0,229	-0,58	3,45	5,94	0,402	-0,68	1,02	1,50	
	P1	0,137	-0,67	8,31	12,78	0,229	-0,76	3,96	5,21	
	P2	0,107	-0,56	13,20	23,57	0,169	-0,71	6,57	9,25	
Ghana (1990)	Rural	P0	0,230	-2,18	3,96	1,82	0,515	-1,85	0,64	3,59
		P1	0,109	-1,11	5,99	5,40	0,246	-1,09	2,43	2,29
		P2	0,076	-0,87	8,76	10,07	0,155	-1,11	4,13	3,72
	Urbain	P0	0,229	-0,32	1,53	4,78	0,289	-0,51	1,35	2,64
		P1	0,165	-0,39	9,83	25,20	0,212	-0,36	4,66	12,94
		P2	0,137	-0,41	17,32	42,24	0,179	-0,37	8,35	22,57
Pays	P0	0,447	n.d. ⁴	n.d. ⁴	n.d. ⁴	0,566	n.d. ⁴	n.d. ⁴	n.d. ⁴	
	P1	0,204	-1,19	2,06	1,73	0,282	-1,01	1,21	1,20	
	P2	0,128	-1,19	3,53	2,97	0,181	-1,12	2,32	2,07	
Mauritanie (1989-90)	Rural	P0	0,587	n.d. ⁴	n.d. ⁴	n.d. ⁴	0,705	n.d. ⁴	n.d. ⁴	n.d. ⁴
		P1	0,298	-0,94	1,28	1,36	0,388	-0,82	0,71	0,87
		P2	0,194	-1,07	2,40	2,34	0,262	-0,96	1,53	1,59
	Urbain	P0	0,277	n.d. ⁴	n.d. ⁴	n.d. ⁴	0,397	n.d. ⁴	n.d. ⁴	n.d. ⁴
		P1	0,090	-2,08	4,19	2,01	0,152	-1,96	2,80	1,74
		P2	0,050	-1,60	5,73	3,58	0,080	-1,80	3,96	2,20

(1) Les mesures de la pauvreté P0 ($\alpha = 1$), P1 ($\alpha = 1$) et P2 ($\alpha = 2$) sont des indices de pauvreté décomposables qui expriment, respectivement, l'incidence, la profondeur et l'intensité de la pauvreté. Dans ce cas, α représente une mesure de l'aversion pour l'inégalité ; (2) Burkina Faso : dépense moyenne par tête ajusté et par an égale à 31 749 Cfa — approche nutritionnelle ; Ghana : revenu moyen par tête ajusté et par an égal à 16 491 cédis — un tiers de la moyenne du revenu moyen ajusté ; Mauritanie : dépense moyenne par tête ajusté et par an égale à 24 400 ouguiyas — référence au standard international de 275 dollars ; (3) Burkina Faso : dépense moyenne par tête ajusté et par an égale à 41 099 Cfa — approche nutritionnelle ; Ghana : revenu moyen par tête ajusté et par an égal à 32 981 cédis — deux tiers de la moyenne du revenu moyen ajusté ; Mauritanie : dépense moyenne par tête ajusté et par an égale à 32 800 ouguiyas — référence au standard international de 370 dollars ; (4) Le taux marginal de substitution entre le revenu moyen et l'inégalité du revenu est égal au rapport entre l'élasticité de l'indice de Gini et l'élasticité du revenu moyen — précédé du signe moins ; (4) Les bases de données n'étaient pas accessibles pour estimer la courbe de Lorenz.

Sources : Burkina Faso : enquête prioritaire sur les conditions de vie des ménages, 1994-95 ; Ghana : enquête prioritaire de 1990 ; Mauritanie : enquête sur les conditions de vie des ménages, 1989-90 ; Lachaud (1996).

En premier lieu, au niveau de l'ensemble économies, la valeur absolue des élasticité par rapport à la dépense par tête est sensiblement supérieure à l'unité pour toutes les mesures de la pauvreté dans deux pays sur trois, notamment au Burkina Faso. Par exemple, dans ce dernier, une élévation de 1 pour cent de la dépense par tête induit une réduction la profondeur de la pauvreté — P2 — de 2,2 pour cent, toutes choses égales par ailleurs. Dans le cas mauritanien, la sensibilité de la pauvreté à la croissance des dépenses par tête n'est que très légèrement plus que proportionnelle. Par conséquent, au Burkina Faso et en Mauritanie, la pauvreté est susceptible de

diminuer plus rapidement que le taux de croissance du niveau de vie, pourvu que ce dernier ne génère pas une élévation de l'inégalité. Mais, un tel résultat suggère aussi une forte probabilité de l'augmentation de la pauvreté dans le cas où la croissance économique serait négative, d'autant que lorsque cela se produit — par exemple dans les années 1980 dans maints pays d'Afrique — l'inégalité des revenus a tendance à s'accroître. Il est à remarquer que le cas du Ghana est assez différent, la sensibilité de la pauvreté à la croissance économique étant inférieure à un. En fait, un tel résultat prévaut surtout en milieu urbain, comme cela a été précédemment indiqué.

Le tableau 2 montre également que la valeur absolue des élasticité est sensible aux transferts de revenu parmi les plus pauvres et croît avec α — le coefficient d'aversion pour la pauvreté. De ce fait, une croissance économique qui n'induit pas d'une élévation de l'inégalité des revenus est susceptible de profiter plus aux très pauvres qu'aux autres classes sociales. A cet égard, la comparaison des élasticité de la dépense selon les lignes de pauvreté conforte cette hypothèse. Par exemple, au Burkina Faso et en Mauritanie, les élasticité de la dépense pour la profondeur de la pauvreté — P1 — sont, respectivement, de -1,37 et -1,01 lorsque la ligne de pauvreté est prise en compte, mais s'élèvent, respectivement, à -1,66 et -1,19 avec le seuil d'ultra pauvreté³⁶. Dans ces conditions, il importe de stimuler des politiques économiques qui favorisent une croissance économique qui maintienne au moins la part des revenus des plus pauvres.

En réalité, la pauvreté peut s'accroître si l'inégalité des revenus s'accroît au cours du processus de croissance économique. En effet, dans tous les pays et au niveau de l'ensemble des économies, les mesures de la pauvreté réagissent beaucoup plus à la variation de l'inégalité des revenus qu'à la variation des revenus moyens³⁷. Ainsi, au Burkina Faso et en Mauritanie, les élasticité de la pauvreté par rapport à l'inégalité sont, pour les mesures P1 et P2, un et demi à deux fois plus élevées que les élasticité relatives à la dépenses. Au Ghana, l'écart est encore plus important³⁸. Cela signifie que la compensation en termes de croissance du revenu pour stabiliser la pauvreté, consécutivement à une aggravation de l'inégalité, doit s'effectuer dans les mêmes proportions. Par exemple, en Mauritanie, un taux marginal de substitution de 2,07 pour la mesure de P2 implique une élévation de la dépense par tête de 2,07 pour cent pour compenser une augmentation de l'indice de Gini de 1 pour cent. Par ailleurs, on observe, comme pour les capitales africaines, que les taux marginaux de substitution tendent à être plus élevés pour les ultra pauvres que pour les pauvres. Par conséquent, plus la ligne de pauvreté est basse, plus la supériorité relative de la réponse de la pauvreté à la croissance du revenu par rapport à l'inégalité est élevée.

En deuxième lieu, la décomposition de la pauvreté selon les milieux rural et urbain exhibe une relative hétérogénéité. Premièrement, sauf au Ghana, quel que soit le niveau de vie pris en considération, les élasticité de la pauvreté par rapport à la dépense par tête tendent à être plus élevées en milieu urbain que dans les zones rurales³⁹. Ainsi, au Burkina Faso, pour P1, la sensibilité de la pauvreté à la croissance des revenus est de -2,17 et -3,16, respectivement, en milieux rural et urbain. En d'autres termes, toutes choses égales par ailleurs, la réduction de la pauvreté rurale implique davantage de croissance économique que la réduction de la pauvreté

³⁶ Toutefois, au Ghana la valeur des élasticité de la dépense diffèrent peu selon la ligne de pauvreté.

³⁷ Un résultat analogue a été mis en évidence par Kakwani en Côte d'Ivoire à l'aide de l'enquête LSMS de 1985 — Kakwani [1993] —, et par Székely au Mexique — Székely [1995].

³⁸ Au Ghana, pour les mesure P1 et P2, les élasticité de la pauvreté par rapport à l'inégalité sont cinq à dix fois plus élevées que les élasticité relatives à la dépense.

³⁹ Dans le secteur rural du Ghana, la réponse de la pauvreté est plus que proportionnelle à la croissance du revenu rural, alors que l'inverse prévaut en milieu urbain.

urbaine⁴⁰. Inversement, la réduction de la croissance économique est susceptible d'affecter davantage la pauvreté urbaine que la pauvreté rurale. Dans ces conditions, il se pourrait que les politiques économiques ayant eu pour objectif la réduction des déficits publics en abaissant considérablement les salaires nominaux des fonctionnaires, ont contribué à accentuer la pauvreté.

Deuxièmement, en ce qui concerne les élasticités de la pauvreté par rapport à l'inégalité du revenu, une tendance analogue est observée. En fait, non seulement la sensibilité de la pauvreté à l'égard de la distribution des revenus est plus forte en milieu urbain, mais également les écarts relatifs ont tendance à être plus élevés. Ainsi, au Burkina Faso, le rapport urbain-rural des élasticités de la dépense pour P1 — et pour le seuil de pauvreté — est de 1,46, alors que pour les élasticités de Gini il s'élève à 6,64.

Troisièmement, de tels résultats mettent en évidence la plus grande fragilité sociale des zones urbaines à l'égard de la croissance économique et de la variation de l'inégalité des revenus. D'ailleurs, dans tous les pays et quel que soit le seuil de pauvreté adopté, les taux marginaux de substitution ont une valeur beaucoup moins grande dans les zones rurales qu'en milieu urbain. De ce fait, en Afrique subsaharienne, la compensation en termes de croissance du revenu pour stabiliser la pauvreté, consécutivement à une aggravation de l'inégalité, est beaucoup plus élevée dans le secteur urbain que dans le secteur rural. Par exemple, au Burkina Faso, la référence à la mesure P1 — et pour le seuil de pauvreté — suggère que le pourcentage d'accroissement du revenu moyen qui est nécessaire pour que la pauvreté n'augmente pas, consécutivement à une élévation de 1 pour cent de l'indice de Gini, est de 4,43 pour cent en milieu urbain, mais seulement de 1,05 pour cent dans les zones rurales. Un résultat comparable est affiché au tableau 2 pour le seuil d'ultra pauvreté. La plus grande hétérogénéité des revenus urbains explique probablement en partie ces divergences, bien qu'il soit opportun d'affiner davantage l'analyse selon les régions et les types d'agglomération.

4. Croissance économique, pauvreté et inégalité

Les résultats précédents permettent de quantifier la variation de la pauvreté dans les capitales et les pays d'Afrique subsaharienne du présent échantillon, au cours de la première moitié des années 1990.

1. Croissance économique, pauvreté et inégalité dans les capitales

La croissance du produit intérieur brut par tête étant connue séparément pour les milieux rural et urbain⁴¹, la variation de la pauvreté a été obtenue selon le premier terme du membre de droite de la relation [6]. En d'autres termes, les pourcentages de variation de la pauvreté ont été générés en multipliant les taux de croissance du revenu par tête par les élasticités de la pauvreté par rapport au revenu moyen ajusté. Les résultats sont présentés au tableau 3.

⁴⁰ A cet égard, il n'existe pas de différence significative selon la ligne de pauvreté.

⁴¹ On notera que la croissance du produit intérieur brut non agricole est assimilée au taux de croissance du revenu urbain — et des capitales.

Tableau 3 : Variation de la pauvreté dans les capitales d'Afrique subsaharienne au cours de la période 1990-94 — sauf indication contraire — pourcentage annuel

Paramètre	Indices de pauvreté ¹	Seuil d'ultra pauvreté ²	Seuil de pauvreté ³
Capitale		Variation totale de la pauvreté ⁴	Variation totale de la pauvreté ⁴
Ouagadougou (1990-95)	P0	1,04	1,46
	P1	0,76	1,04
	P2	0,44	0,84
Yaoundé (1990-94)	P0	9,09	9,60
	P1	3,71	8,45
	P2	1,02	6,27
Abidjan (1987-94)	P0	4,35	5,44
	P1	4,03	4,54
	P2	3,71	4,35
Conakry (1990-94)	P0	4,89	3,86
	P1	3,75	3,43
	P2	4,16	3,65
Bamako (1990-94)	P0	6,18	6,07
	P1	4,81	3,92
	P2	5,66	4,22

(1) Les mesures de la pauvreté P0 ($\alpha = 1$), P1 ($\alpha = 1$) et P2 ($\alpha = 2$) sont des indices de pauvreté décomposables qui expriment, respectivement, l'incidence, la profondeur et l'intensité de la pauvreté. Dans ce cas, α représente une mesure de l'aversion pour l'inégalité ; (2) Revenu par tête ajusté et par semaine : (i) Ouagadougou : 1 111 f.Cfa ; Yaoundé : 1 440 f.Cfa ; Abidjan : 1 143 f.Cfa ; Conakry : 1 379 f.g ; Bamako : 946 f.Cfa ; (3) Revenu par tête ajusté et par semaine : (i) Ouagadougou : 2 222 f.Cfa ; Yaoundé : 2 880 f.Cfa ; Abidjan : 2 286 f.Cfa ; Conakry : 2 757 f.g ; Bamako : 1 892 f.Cfa ; (4) Le taux marginal de substitution entre le revenu moyen et l'inégalité du revenu est égal au rapport entre l'élasticité de l'indice de Gini et l'élasticité du revenu moyen — précédé du signe moins ; (4) Il s'agit du produit de l'élasticité par rapport au revenu moyen multipliée par le taux de croissance du revenu par tête.

Sources : Enquêtes pilotes sur l'emploi auprès des ménages : Burkina Faso (Ouagadougou, 1992), Cameroun (Yaoundé, 1990-91), Côte d'Ivoire (Abidjan, 1986-87), Guinée (Conakry, 1991-92), Mali (Bamako, 1991).

Les résultats obtenus tendent à confirmer la gravité et l'accentuation de la crise sociale dans la plupart des capitales africaines au cours de la période 1990-94 — 1990-95 pour Ouagadougou ; 1987-94 pour Abidjan. L'incidence de la pauvreté — proportion de pauvres en dessous la ligne de pauvreté — aurait augmenté annuellement, dans la plupart des cas, de 4 à 9 pour cent selon les capitales, en supposant que l'inégalité des revenus ne s'est pas modifiée. A Ouagadougou, l'incidence de la pauvreté n'aurait crû que 1,5 pour cent par an environ. En fait, de tels résultats, confirmés par des investigations statistiques plus larges pour l'ensemble du milieu urbain — tableau 4 — ne constituent pas réellement une surprise. Par exemple, la réduction des salaires nominaux de la fonction publique a été très forte au Cameroun et en Côte d'Ivoire au cours des dernières années. Dans la plupart des capitales, les revenus réels par tête ont chuté considérablement⁴², compte tenu des ajustements économiques, de la pression constante du processus migratoire rural-urbain et de la saturation relative des systèmes productifs informels. Observons cependant que la profondeur et l'intensité de la pauvreté — P1 et P2 — des capitales semblent un peu moins affectées par la réduction des revenus par tête que l'incidence de la pauvreté, encore que dans certains cas — Bamako, Conakry — l'ultra pauvreté semble avoir progressé plus vite que la pauvreté.

⁴² Voir par exemple Lachaud [1994b] pour une estimation des salaires réels en Côte d'Ivoire entre 1979 et 1989.

2. Croissance économique, pauvreté, inégalité et différentiel sectoriel

En fait, l'examen de l'impact de la croissance économique et de l'inégalité sur la pauvreté au cours de la période 1990-95, pour l'ensemble des économies et selon les secteurs rural et urbain, apparaît plus intéressant — tableau 4.

A cet égard, les élasticités par rapport à la dépense étant connues séparément pour les milieux rural et urbain, la variation de la pauvreté au niveau national a été évaluée en prenant en compte les taux de croissance sectoriels des revenus par tête⁴³. Les colonnes 1 et 3 du tableau 4 — ensemble du pays — présentent les résultats obtenus, en supposant que l'inégalité des revenus au sein des différents secteurs n'a pas changé. Il faut remarquer que, puisque les taux de croissance sectoriels diffèrent, l'inégalité du revenu de la population peut varier à cause du changement de l'inégalité entre les deux groupes. En fait, cet effet a été pris en compte, et les colonnes 2 et 4 du tableau 4 — ensemble du pays — indiquent l'impact de la variation de l'inégalité entre les secteurs rural et urbain consécutivement au différentiel des taux de croissance sectoriels des revenus — ou variation des termes de l'échange intersectoriels. En ce qui concerne les variations sectorielles de la pauvreté, la méthode précédemment explicitée a été utilisée.

Le tableau 4 montre que, au cours de la période 1990-95, selon le niveau de vie et la mesure de la pauvreté retenus, cette dernière aurait diminué annuellement au rythme de 3 à 4 pour cent en Mauritanie⁴⁴ et de 4 à 7 pour cent au Burkina Faso, mais se serait quasiment stabilisée au Ghana. A cet égard, il est à remarquer que la réduction de la pauvreté semble avoir été plus forte au cours des années récentes — notamment en 1995 au Burkina Faso⁴⁵ — d'une part, et que la diminution de l'ultra pauvreté a été sensiblement plus importante, d'autre part. Cette réduction de la pauvreté est en partie attribuée à la croissance économique par tête, estimée à environ 0,5 et 1,9 et pour cent au cours de la période 1990-95, respectivement, au Burkina Faso⁴⁶ et en Mauritanie — tableau A1 en annexe. Soulignons aussi que les indicateurs P1 et P2 ont été un peu plus sensibles à la croissance économique que le ratio de pauvreté.

Au cours de cette période, ce processus s'est accompagné d'une réduction de l'écart de revenus rural-urbain — sauf au Ghana —, contribuant également à atténuer l'ampleur de la pauvreté. Ainsi, en l'absence de développement du secteur rural, la réduction de la pauvreté n'aurait probablement pas dépassé 2 pour cent dans la plupart des situations⁴⁷. Naturellement, cette conclusion suppose que l'inégalité du revenu au sein des différents secteurs n'a pas changé, ce qui implique que les groupes soient homogènes. En réalité, une telle hypothèse, exagérée dans

⁴³ Il est à remarquer que, dans ce cas, la variation totale de la pauvreté est égale à la somme des produits des élasticités de la pauvreté totale — et non l'élasticité de la pauvreté de chaque groupe — par rapport au revenu moyen de chaque groupe par les taux de croissance des revenus sectoriels. Voir Kakwani [1993].

⁴⁴ Un tel résultat confirme l'impression dégagée sur ce point par les enquêtes EPCV de 1987-88 et 1989-90. Mais, l'ampleur de la réduction de la pauvreté demeure beaucoup moins élevée.

⁴⁵ Chiffres entre crochets.

⁴⁶ 4,2 pour cent en 1995 pour le Burkina Faso.

⁴⁷ Par exemple, $-3,46 - (-1,40) = -2,06$ pour cent pour P2 dans le cas mauritanien.

Tableau 4 : Variation de la pauvreté en Afrique subsaharienne par rapport à une désagrégation rurale-urbaine et selon le milieu — 1990-95, sauf indication contraire — pourcentage annuel

Paramètre Pays	Indices pauvreté ¹	Seuil d'ultra pauvreté ²		Seuil de pauvreté ³		
Burkina Faso	Ensemble du pays par rapport à une désagrégation rural-urbain	Variation totale de la pauvreté ⁴	Variation de la pau- vreté due à la variation des termes de l'échan- ge intersectoriels ⁵	Variation totale de la pauvreté ⁴	Variation de la pau- vreté due à la variation des termes de l'échan- ge intersectoriels ⁵	
		P0	-5,40 [-6,84] ⁸	-4,86 [2,78] ⁸	-4,64 [-5,97] ⁸	-3,64 [2,40] ⁸
		P1	-6,15 [-7,40] ⁸	-4,90 [3,10] ⁸	-4,63 [-5,94] ⁸	-3,63 [2,39] ⁸
	P2	-7,03 [-8,40] ⁹	-5,61 [3,52] ⁸	-5,67 [-7,00] ⁸	-4,49 [2,88] ⁸	
	Variations sectorielles rural-urbain	Variation totale de la pauvreté ⁶		Variation totale de la pauvreté ⁶		
			Rural	Urbain	Rural	Urbain
		P0	-6,78 [-7,28] ⁸	7,56 [-15,49] ⁸	-5,94 [-6,38] ⁸	4,98 [-10,21] ⁸
		P1	-7,56 [-8,12] ⁸	6,18 [-12,67] ⁸	-5,86 [-6,29] ⁸	6,32 [-12,96] ⁸
		P2	-8,51 [-9,13] ⁸	7,00 [-14,35] ⁸	-7,02 [-7,54] ⁸	7,12 [-14,60] ⁸
	Ghana⁹	Ensemble du pays par rapport à une désagrégation rural-urbain	Variation totale de la pauvreté ⁴	Variation de la pau- vreté due à la variation des termes de l'échan- ge intersectoriels ⁵	Variation totale de la pauvreté ⁴	Variation de la pau- vreté due à la variation des termes de l'échan- ge intersectoriels ⁵
P0			0,34	2,15	0,35	2,32
P1			-0,10	0,78	0,07	1,11
P2		-0,21	0,50	-0,01	0,94	
Variations sectorielles rural-urbain		Variation totale de la pauvreté ⁶		Variation totale de la pauvreté ⁶		
			Rural	Urbain	Rural	Urbain
		P0	0,87	-0,61	0,74	-0,97
		P1	0,44	-0,74	0,44	-0,68
		P2	0,34	-0,79	0,44	-0,70
Mauritanie		Ensemble du pays par rapport à une désagrégation rural-urbain	Variation totale de la pauvreté ⁴	Variation de la pau- vreté due à la variation des termes de l'échan- ge intersectoriels ⁵	Variation totale de la pauvreté ⁴	Variation de la pau- vreté due à la variation des termes de l'échan- ge intersectoriels ⁵
	P0		n.d. ⁷	n.d. ⁷	n.d. ⁷	n.d. ⁷
	P1		-3,34	-1,18	-2,68	-0,79
	P2	-4,22	-2,10	-3,46	-1,40	
	Variations sectorielles rural-urbain	Variation totale de la pauvreté ⁶		Variation totale de la pauvreté ⁶		
			Rural	Urbain	Rural	Urbain
		P0	n.d. ⁷	n.d. ⁷	n.d. ⁷	n.d. ⁷
		P1	-5,45	2,37	-4,76	1,83
		P2	-6,21	1,82	-5,57	2,05

(1) Les mesures de la pauvreté P0 ($\alpha = 1$), P1 ($\alpha = 1$) et P2 ($\alpha = 2$) sont des indices de pauvreté décomposables qui expriment, respectivement, l'incidence, la profondeur et l'intensité de la pauvreté. Dans ce cas, α représente une mesure de l'aversion pour l'inégalité ; (2) Burkina Faso : dépense moyenne par tête ajusté et par an égale à 31 749 Cfa — approche nutritionnelle ; Ghana : revenu moyen par tête ajusté et par an égal à 16 491 cédis — un tiers de la moyenne du revenu moyen ajusté ; Mauritanie : dépense moyenne par tête ajusté et par an égale à 24 400 ouguiyas — référence au standard international de 275 dollars ; (3) Burkina Faso : dépense moyenne par tête ajusté et par an égale à 41 099 Cfa — approche nutritionnelle ; Ghana : revenu moyen par tête ajusté et par an égal à 32 981 cédis — deux tiers de la moyenne du revenu moyen ajusté ; Mauritanie : dépense moyenne par tête ajusté et par an égale à 32 800 ouguiyas — référence au standard international de 370 dollars ; (4) Il s'agit de l'effet total sur la pauvreté des différents taux de croissance sectoriels — urbain et rural — en supposant que l'inégalité au sein de chaque secteur est restée inchangée, cet effet étant la somme d'un effet pur de croissance et de l'effet indiqué en (5) ; (5) Effet sur la pauvreté de la variation de l'inégalité entre les secteurs consécutive au différentiel des taux de croissance sectoriels par tête ; (6) Il s'agit du produit de l'élasticité par rapport à la dépense moyenne multipliée par le taux de croissance de la dépense par tête ; (7) Les bases de données n'étaient pas accessibles pour estimer la courbe de Lorenz ; (8) 1995 ; (9) 1990-94.

Sources : Burkina Faso : enquête prioritaire sur les conditions de vie des ménages, 1994-95 ; Ghana : enquête prioritaire de 1990 ; Mauritanie : enquête sur les conditions de vie des ménages, 1989-90 ; Lachaud (1996).

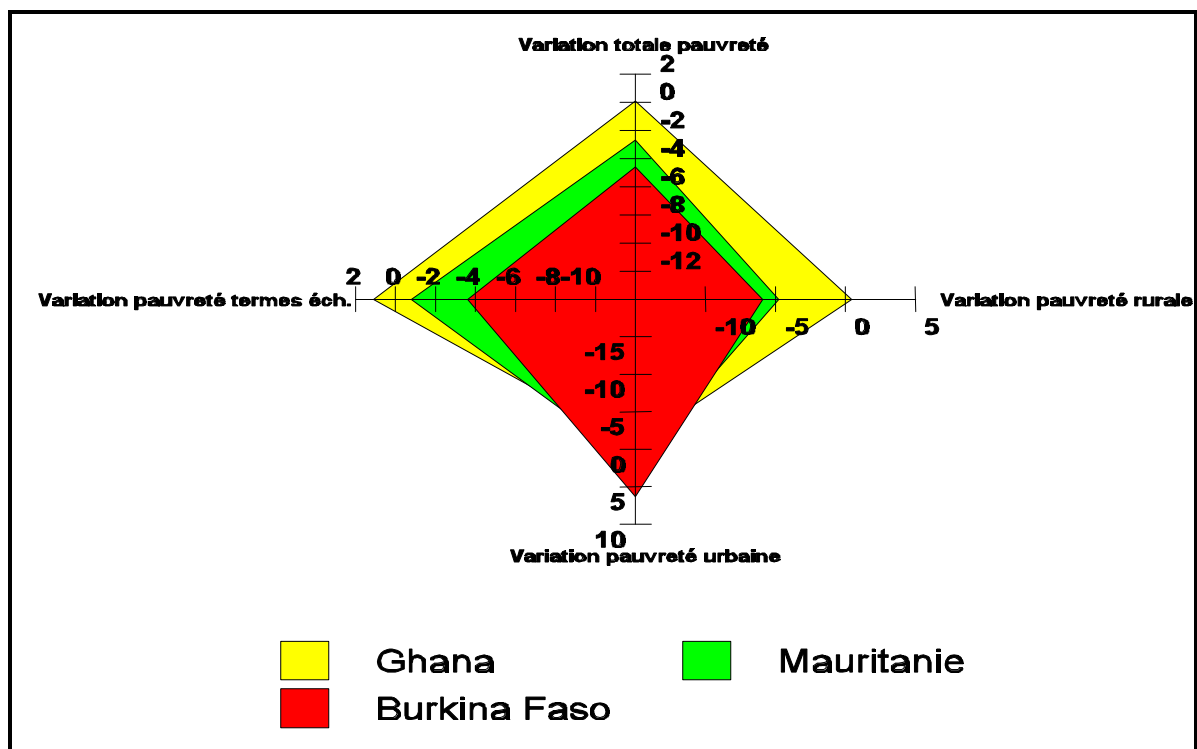


Figure 1 : Variation sectorielle de la profondeur de la pauvreté — mesure P1 — pour quelques pays au cours de la période 1990-95 — pourcentage

la plupart des cas⁴⁸, conduit à relativiser les résultats présentés. Par contre, en ce qui concerne le Ghana, l'accentuation de l'écart des revenus rural-urbain aurait contribué à amoindrir la réduction de la pauvreté⁴⁹.

Le tableau 4 indique également que la réduction de la pauvreté nationale est surtout due à une réduction de la pauvreté rurale, le niveau de vie ayant diminué en milieu urbain au cours de la première moitié des années 1990, comme cela a été précédemment suggéré. Ainsi, au cours de cette période, selon les mesures de la pauvreté, cette dernière aurait augmenté annuellement en moyenne de 5 à 7 pour cent dans les zones urbaines burkinabè, et de 2 pour cent en milieu urbain mauritanien, toutes choses égales par ailleurs. Par contre, dans ces deux pays, le niveau de vie du secteur rural aurait crû à un rythme annuel moyen par tête, respectivement, de 2,7 et 5,8 pour cent entre 1990 et 1995. De ce fait, le taux de réduction de la pauvreté rurale est estimé — selon les mesures de la pauvreté — à 6 à 7 pour cent au Burkina Faso, et à 5 pour cent environ en Mauritanie. Naturellement, pour les raisons précédemment explicitées, le cas du Ghana est à part, la pauvreté rurale ayant augmenté, contrairement à la pauvreté urbaine. Enfin, il est intéressant de noter l'ampleur accrue de la réduction de la pauvreté rurale — tout comme l'ampleur de la croissance de la pauvreté urbaine — avec l'abaissement du seuil de pauvreté. La figure 1 résume ces résultats.

En réalité, il se pourrait que les progrès en termes d'éradication de la pauvreté aient été

⁴⁸ Ainsi, en Mauritanie, il existe des différences substantielles en termes de niveau de vie entre les zones urbaines favorisées et les zones urbaines défavorisées, de même qu'entre le secteur rural du fleuve et le secteur rural de l'Est et de Centre.

⁴⁹ Dans ce pays, le PIB par tête rural aurait diminué de 0,4 pour cent par an au cours de la période 1990-94, alors le PIB urbain par tête aurait augmenté annuellement de 1,9 pour cent au cours de la même période - tableau A1.

plus importants au milieu des années 1990, dans la mesure où la croissance économique a été plus forte dans maints pays africains. Par exemple, le tableau A1 en annexe montre qu'en 1995, le produit intérieur brut par tête a augmenté de 4,2 pour cent au Burkina Faso — 2,9 et 4,1 pour cent, respectivement, en milieux rural et urbain. Dans ces conditions, on observe que non seulement la réduction de la pauvreté totale a été plus intense — 6 à 7 pour cent par an — mais également qu'elle aurait fortement diminué à la fois dans les zones urbaines et rurales — tableau 4.

5. Conclusion

L'examen de la relation entre la croissance économique, la pauvreté et l'inégalité des revenus en Afrique subsaharienne, fondée sur la combinaison des données d'enquêtes auprès des ménages et des comptes nationaux, permet de formuler plusieurs observations.

Premièrement, la valeur absolue des élasticités par rapport à la dépense par tête est sensiblement supérieure à l'unité pour toutes les mesures de la pauvreté dans la plupart des pays du présent échantillon — surtout en milieu urbain. De ce fait, si la pauvreté est susceptible de diminuer plus rapidement que le taux de croissance du niveau de vie — pourvu que ce dernier ne génère pas une élévation de l'inégalité —, elle peut également augmenter dans le cas où la croissance économique serait négative. Par ailleurs, la valeur absolue des élasticités étant sensible aux transferts de revenu parmi les plus pauvres, une croissance économique qui ne génère pas une inégalité accrue des revenus est en mesure d'avoir un impact plus important sur les très pauvres que sur les non pauvres.

Deuxièmement, au niveau de l'ensemble des économies, les mesures de la pauvreté réagissent beaucoup plus à la variation de l'inégalité des revenus qu'à la variation des revenus moyens. Dans ces conditions, la pauvreté peut s'accroître si l'inégalité des revenus s'accroît au cours du processus de croissance économique. En d'autres termes, la compensation en termes de croissance du revenu pour stabiliser la pauvreté consécutivement à une aggravation de l'inégalité doit être plus que proportionnelle — taux marginal de substitution supérieur à l'unité.

Troisièmement, dans la plupart des pays, quel que soit le niveau de vie pris en considération, les élasticités de la pauvreté par rapport à la dépense par tête et à l'indice de Gini tendent à être plus élevées en milieu urbain que dans les zones rurales. Un tel résultat met en évidence la plus grande fragilité sociale des zones urbaines à l'égard de la croissance économique et de la variation de l'inégalité des revenus. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, la réduction de la pauvreté rurale implique davantage de croissance économique que la réduction de la pauvreté urbaine. Inversement, la réduction de la croissance économique est susceptible d'affecter davantage la pauvreté urbaine que la pauvreté rurale.

Quatrièmement, cours de la période 1990-95, la pauvreté aurait diminué annuellement — selon le seuil et la mesure de la pauvreté, et le pays — dans la plupart des cas — sauf au Ghana — à un rythme compris entre 3 et 7 pour cent, toutes choses égales par ailleurs. Un tel résultat est en partie attribué à la croissance économique par tête et à la réduction de l'écart des revenus rural-urbain. Par ailleurs, compte tenu des meilleures performances en termes de croissance économique de maints pays africains, la réduction de la pauvreté aurait été plus forte au cours des années récentes. En réalité, la réduction de la pauvreté nationale est surtout imputable à une réduction de la pauvreté rurale, le niveau de vie ayant diminué en milieu urbain au cours de la première moitié des années 1990.

Cinquièmement, les résultats obtenus doivent être considérés comme préliminaires, compte

tenu des hypothèses retenues — homogénéité des secteurs, absence de différentiel de vulnérabilité des groupes socio-économiques quant à l'accès aux moyens d'existence, modification de la distribution des revenus inhérente à un déplacement de la courbe de Lorenz selon un certain processus prédéterminé⁵⁰. Néanmoins, ils mettent en évidence l'intérêt de poursuivre des politiques économiques en direction du secteur rural pour réduire la pauvreté nationale, tout en soulignant que l'équilibre du système social risque d'être perturbé par les ajustements urbains qui accentuent la précarité de certains groupes socio-économiques. En effet, bien que les meilleures performances économiques du milieu des années 1990 aient pu contribuer à réduire la gravité de ce type d'ajustement social, les politiques de lutte contre la pauvreté en direction du milieu urbain doivent également être prises en considération. Dans ce contexte, la présente étude montre également que la réduction de la pauvreté est une tâche longue et difficile. Le tableau A3, en annexe, présente un exercice de simulation pour le Burkina Faso, en fonction d'un objectif de réduction de la pauvreté. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, on observe que si la création de richesses par habitant se poursuivait au rythme moyen actuel — 0,5, 2,7 et -2,0, respectivement, pour l'ensemble de l'économie, le secteur rural et le secteur urbain — il faudrait 31,4 ans pour que le ratio de pauvreté soit réduit à 0,1. Ce délai serait divisé approximativement par deux si le rythme de croissance annuel du revenu par tête était rehaussé de 2 pour cent uniformément dans les secteurs urbain et rural.

⁵⁰ Bien que l'inégalité d'une distribution puisse varier de plusieurs façons.

Références bibliographiques

- Banque mondiale 1990. *Rapport sur le développement dans le monde. La Pauvreté*, Washington, Banque mondiale.
- . 1993. *Poverty reduction. Handbook*, Washington, Banque mondiale.
- . 1994. *L'ajustement en Afrique*, Washington, Banque mondiale.
- . 1996a. *Rapport sur le développement dans le monde. De l'économie planifiée à l'économie de marché*, Washington, Banque mondiale.
- . 1996b. *African development indicators*, Washington, Banque mondiale.
- Birdsall, N., Ross, D., Sabot, R. (1995). "Inequality and growth reconsidered: lessons from East Asia", *The world bank economic review*, vol.9, n°3.
- Carl Duisberg Gesellschaft 1994. *Traitement des données de l'enquête. Manuel de formation*, Munich, Carl Duisberg Gesellschaft
- Clark, S.R., Hemming, R., Ulph, D. 1981. "On indices for poverty measurement", *Economic Journal*.
- Fields, G. 1988. *Changes in poverty and inequality in the developing countries*, New York, Cornell university, Ithaca.
- Foster, J.E., Greer, J., Thorbecke, E. 1984. "A class of decomposable poverty measure", *Econometrica*, n°52.
- Grootaert, C. 1993. The evolution of welfare and poverty under structural change and economic recession in Côte d'Ivoire, 1985-88, Washington, working papers poverty analysis an policy, Banque mondiale.
- Institut national de la statistique et de la démographie 1996a. *Analyse des résultats de l'enquête prioritaire sur les conditions de vie des ménages*, Ouagadougou, février, Institut national de la statistique et de la démographie.
- Institut national de la statistique et de la démographie 1996b. *Le profil de pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, février, Institut national de la statistique et de la démographie.
- Kakwani, N. 1981. "Welfare measures: an international comparison", *Journal of development economics*, n°8.
- . 1993. "Poverty and economic growth with application to Côte d'Ivoire", *Review of income and wealth*, série 39, n°2, juin.
- Lachaud, J.-P . 1994a. *Pauvreté et marché du travail urbain en Afrique subsaharienne : analyse comparative*, Genève, Institut international d'études sociales.
- . 1994b. *The labour market in Africa*, Research series 102, Genève, Institut international d'études sociales.

- . 1996. *Les femmes et le marché du travail urbain en Afrique subsaharienne*, Bordeaux, série de recherche 1, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- Lachaud, J.-P., Chouaib, A. 1996. *Rapport sur le développement humain durable 1996. Mauritanie*, Nouakchott, Pnud.
- McKay, A., Houeibib, O.C.H. 1992. *Profil de pauvreté en Mauritanie (I)*, Nouakchott, février.
- McKay, A., Houeibib, O.C.H., Coulombe, H. 1993. *Profil de pauvreté en Mauritanie (II)*, Nouakchott, juillet.
- Ministère de l'économie et du plan, Gtz 1995. *Instrument automatisé de prévision. Manuel d'utilisation et note méthodologique*, Ouagadougou, mars, Burkina Faso.
- République islamique de Mauritanie 1996. *Document-cadre de politique économique, 1996-98*, Nouakchott.
- Lipton, M., Maxwell, S. 1992. *The new poverty agenda: an overview*, Brighton, Discussion paper 306, Institute of development studies.
- Pnud 1995a. *From poverty to equity. An empowering and enabling strategy*, New york, Pnud.
- . 1995b. *Poverty eradication: a policy framework for country strategies*, New york, Pnud.
- . 1996. *Rapport mondial sur le développement humain 1995*, Paris, Economica.
- Ravallion, M., Datt, G. (1991). *Growth and redistribution components of changes in poverty measures. A decomposition with applications to Brazil and India in the 1990s*, Washington, LSMS, working papers n°83, Banque mondiale.
- Ravallion, M. (1992). *Poverty comparisons. A guide to concepts and methods*, Washington, LSMS, working papers n°88, Banque mondiale.
- Rodgers, G., Gore, Ch., Figueiredo, J.B. 1995. *Social exclusion: rhetoric, reality, responses*, Genève, Institut international d'études sociales, Programme des nations unies pour le développement.
- Székelly, M. 1995. "Poverty in Mexico during adjustment", *Review of income and wealth*, série 41, n°3, septembre.
- Sen, A. "Poverty: an ordinal approach to measurement", *Econometrica*, vol. 44, n°2.
- . 1992. *Inequality reexamined*, Oxford, Clarendon press.
- Watts, H.W. 1968. "An economic definition of poverty", dans l'ouvrage publié sous la direction de Moynihan, D.P., *On understanding poverty*, New York, Basic books.

Annexes

Tableau A1 : Taux de croissance du produit intérieur brut en Afrique subsaharienne au cours de la période 1985-94 — sauf indication contraire — et incidence de la pauvreté — pourcentage annuel

Période Paramètre	1985-89 ⁴	1990-94 ⁴	1985-94 ⁴	Incidence de la pauvreté (%)
Burkina Faso - prix 1985				Pays -1994-95
PIB	3,6	3,2 ⁶ [7,1] ⁸	2,9 ⁷	-
PIB par tête ¹	1,2	0,5 ⁶ [4,2] ⁸	0,3 ⁷	44,5
PIB par tête, rural ²	1,9	2,7 ⁶ [2,9] ⁸	1,2 ⁷	50,1
PIB par tête, urbain ³	-0,8	-2,0 ⁶ [4,1] ⁸	-1,5 ⁷	10,9
Cameroun - prix 1987				Yaoundé - 1990-91
PIB	-1,3	-4,5	-3,4	-
PIB par tête ¹	-4,2	-7,3	-6,2	-
PIB par tête, rural ²	1,9	2,2	0,3	-
PIB par tête, urbain ³	-8,2	-12,8	-10,5	26,9
Côte d'Ivoire - prix 1987				Abidjan - 1986-87
PIB	-0,3	-0,2	-0,4	-
PIB par tête ¹	-4,2	-3,8	-4,1	-
PIB par tête, rural ²	5,5 ⁹	-1,7 ¹⁰	-0,2	-
PIB par tête, urbain ³	-7,2 ⁹	-6,4 ¹⁰	-6,9	19,5
Ghana - prix 1987				Pays -1990
PIB	5,1	4,3	4,5	-
PIB par tête ¹	1,6	1,2	1,3	40,2
PIB par tête, rural ²	0,4	-0,4	-0,5	51,5
PIB par tête, urbain ³	3,2	1,9	2,6	28,9
Guinée - prix 1987⁵				Conakry - 1991-92
PIB	4,5	3,5	3,9	-
PIB par tête ¹	2,1	0,5	1,2	-
PIB par tête, rural ²	2,3	2,4	2,3	-
PIB par tête, urbain ³	-1,0	-2,7	-1,9	49,0
Mali - prix 1987				Bamako - 1991
PIB	7,6	1,8	4,2	-
PIB par tête ¹	5,2	-1,2	1,5	-
PIB par tête, rural ²	11,9	-0,6	4,5	-
PIB par tête, urbain ³	-2,4	-3,7	-3,2	52,0
Mauritanie - prix 1985				Pays - 1989-90
PIB	3,1	4,7 ⁶	1,2 ⁷	-
PIB par tête ¹	0,2	1,9 ⁶	-1,7 ⁷	56,6
PIB par tête, rural ²	3,9	5,8 ⁶	-1,9 ⁷	70,5
PIB par tête, urbain ³	-5,4	-1,1 ⁶	-4,4 ⁷	39,7

(1) Calculé selon la différence entre le taux de croissance du PIB et le taux de croissance de la population ; (2) Agriculture, élevage et pêche artisanale ; (3) Industries extractives, manufacturières, bâtiment et travaux publics, services ; Afin d'assurer la comparaison des taux de croissance sectoriels, les taux de croissance du PIB ont été calculés entre les périodes terminales selon la formule des intérêts composés - la Banque mondiale présentant des taux de croissance évalués par la méthode des moindres carrés ; (5) Période 1986-94 ; (6) 1990-95 ; (7) 1980-95 ; (8) 1995 ; (9) 1985-87 ; (10) 1988-94.

Sources : Burkina Faso : Banque mondiale (1996) ; Ministère de l'économie et des finances, Gtz (1995) ; Cameroun, Côte d'Ivoire, Guinée, Ghana, Mali : Banque mondiale (1996) ; Mauritanie : Lachaud (1996).

Tableau A2 : Coefficients des courbes de Lorenz — pays et capitales

Paramètres Pays/capitale	Log (p) [α]		Log (1-p) [β]		Constante [a]		R ² ajusté	F (sig)	N
	α	T	β	T	a	T			
Ouagadougou - 1992	1,0468	307,28	0,3588	105,32	0,1577	23,77	0,997	56654,68 (0,00)	295
Burkina Faso - 1994-95									
<i>Ensemble du pays</i>	1,0298	1342,23	0,4135	524,74	-0,0525	-35,51	0,996	1008684,5 (0,00)	8628
<i>Rural</i>	0,9877	947,23	0,4220	451,28	-0,2633	-137,43	0,993	474679,0 (0,00)	5909
<i>Urbain</i>	1,0119	1038,23	0,4632	502,88	-0,0901	-49,13	0,997	599964,2 (0,00)	2715
Yaoundé - 1990-91	0,9954	886,54	0,5216	464,603	0,0139	6,36	0,999	409008,6 (0,00)	295
Abidjan - 1986-87	1,0334	202,44	0,5360	104,99	0,0931	9,377	0,993	21394,0 (0,00)	291
Ghana - 1990									
<i>Ensemble du pays</i>	1,0450	597,50	0,4980	284,77	0,1479	43,19	0,998	189232,3 (0,00)	722
<i>Rural</i>	0,9652	1036,40	0,3708	398,19	-0,1197	-65,91	0,999	616631,8 (0,00)	359
<i>Urbain</i>	1,0643	360,38	0,6185	209,44	0,2277	39,53	0,997	65864,2 (0,00)	362
Conakry - 1991-92	0,9811	699,74	0,5516	393,46	-0,1291	-47,29	0,999	250323,5 (0,00)	299
Bamako - 1991	0,9958	1100,11	0,1700	187,90	-0,0411	-23,36	0,999	884316,4 (0,00)	299
Mauritanie - 1989-90	n.d. ¹	n.d. ¹	n.d. ¹	n.d. ¹	n.d. ¹	n.d. ¹	n.d. ¹	n.d. ¹	n.d. ¹

(1) Les bases de données n'étaient pas accessibles pour estimer la courbe de Lorenz.

Sources : Burkina Faso : enquête prioritaire sur les conditions de vie des ménages, 1994-95 ; Ghana : enquête prioritaire de 1990 ; Mauritanie : enquête sur les conditions de vie des ménages, 1989-90 ; Lachaud (1996).

Tableau A3 : Simulation : délai nécessaire à la réduction de la pauvreté en fonction d'objectifs prédéterminés — Burkina Faso

Paramètres Mesure de la pauvreté	Valeurs des mesures de la pauvreté		Taux de croissance du PIB/tête — 1990-95		Délai de réalisation de l'objectif (années)	Délai de réalisation de l'objectif en fonction d'une variation uniforme du PIB/tête dans les secteurs rural et urbain (années) ¹		
	Actuelles	Objectif	Rural	Urbain		1%	2%	3%
P0	0,445	0,100			31,4	18,7	14,2	11,4
P1	0,139	0,050	}2,7	} -2,0	21,6	11,3	8,6	7,0
P2	0,060	0,020			18,8	10,6	8,1	6,5

(1) Le PIB par tête est supposé varier uniformément dans les secteurs urbain et rural — absence de variation des termes de l'échange.

Sources : Burkina Faso : enquête prioritaire sur les conditions de vie des ménages, 1994-95 ; Ghana : enquête prioritaire de 1990 ; Mauritanie : enquête sur les conditions de vie des ménages, 1989-90 ; Lachaud (1996). A partir des tableaux 4 et A1.

