

Dynamique de pauvreté et inégalité de la mortalité des enfants au Burkina Faso

par

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

Résumé :

Fondée sur les informations relatives aux deux enquêtes démographiques et de santé du Burkina Faso de 1992-93 et 1998-99, la présente étude propose une analyse de l'ampleur et de l'évolution de l'inégalité de la mortalité des enfants, ainsi que des relations qui prévalent entre cette dernière et la pauvreté. Premièrement, il existe une relation inverse entre le niveau de vie des ménages, appréhendé en termes d'actifs, et la mortalité des enfants, un résultat spécifié à l'aide des courbes et des indices de concentration, indiquant qu'une inégalité de la mortalité infantile et infanto-juvénile «pro-riches» prévaut au Burkina Faso. Par ailleurs, les inégalités en termes de mortalité juvénile et infanto-juvénile sont relativement proches. Deuxièmement, entre 1992-93 et 1998-99, l'évolution des valeurs des indices de concentration – statistiquement significatifs –, suggère que l'inégalité de la mortalité infantile et infanto-juvénile a légèrement décliné. Ce résultat est, a priori, cohérent avec le fait que la pauvreté a, dans l'ensemble, légèrement *diminué* entre 1992-93 et 1998-99. Troisièmement, les taux de mortalité des enfants varient considérablement selon les régions et le milieu – en 1998-99, les taux de mortalité infantile et infanto-juvénile sont environ deux fois plus élevés dans la plupart des régions rurales, sauf le Nord, comparativement à la capitale –, tout comme les disparités d'évolution au cours des années 1990: (i) diminution dans la capitale et la région rurale du Nord; (ii) quasi-stagnation dans les régions rurales de l'Est et de l'Ouest; (iii) faible augmentation dans la région du Centre-Sud. Néanmoins, l'évolution de l'*inégalité* de la mortalité des enfants n'est pas nécessairement reliée à la dynamique du *niveau* de la mortalité des enfants. Par exemple, dans la capitale, la réduction du *niveau* de la mortalité des enfants s'est accompagnée d'une augmentation de l'*inégalité* de la mortalité. Quatrièmement, en fait, l'inégalité de la mortalité infantile et infanto-juvénile des enfants a augmenté dans les zones où la pauvreté s'est accrue, en l'occurrence dans la capitale. Or, dans toutes les autres zones où le ratio et/ou l'intensité de la pauvreté des ménages ont baissé, l'inégalité de la mortalité a eu tendance à stagner ou à décliner. Ce résultat est confirmé par l'appréhension de la dynamique de la privation *monétaire*, fondée sur les enquêtes prioritaires de 1994-95 et 1998. Par ailleurs, l'inégalité de la mortalité a eu tendance à augmenter dans les zones où précisément l'inégalité était déjà relativement élevée, en particulier la capitale.

Abstract : Dynamics of poverty and inequality of child mortality in Burkina Faso

Based on the demographic and health surveys of Burkina Faso of 1992-93 and 1998-99, present study proposes to analyse the importance and evolution of the inequality of child mortality, and the relations which prevail between the latter and poverty. Firstly, there is an opposite relation between the standard of living of the households, apprehended in terms of assets, and the child mortality, a result specified using the concentration curves and indices, indicating that an inequality of the infant and under-five mortality «pro-rich» prevails in Burkina Faso. In addition, the inequalities in terms of infant and under-five mortality are relatively similar. Secondly, between 1992-93 and 1998-99, the evolution of the values of the concentration indices – statistically significant –, suggests that the inequality of the infant and under-five mortality slightly declined. This result is, a priori, coherent with the fact that poverty has, on the whole, slightly decreased between 1992-93 and 1998-99. Thirdly, the child mortality rates vary considerably according to the areas – in 1998-99, the infant and under-five mortality rates are approximately twice higher in the majority of the rural areas, except North, compared to the capital, just like the disparities of evolution during years 1990: (i) reduction in the capital and the rural area of North; (ii) quasi-stagnation in the rural areas of the East and the West; (iii) small increase in the area of the Center-South. Nevertheless, the evolution of the inequality of child mortality is not necessarily related to the dynamics of the level of the child mortality. For example, in the capital, the reduction of the level of the child mortality was associated with an increase in the inequality of mortality. Fourthly, in fact, the inequality of the infant and under-five mortality increased in areas where poverty increased, in fact in the capital. However, in all the other zones where the ratio and/or the intensity of the poverty of the households dropped, the inequality of child mortality tended to stagnate or decline. This result is confirmed by the apprehension of the dynamics of the monetary deprivation, based on the surveys of 1994-95 and 1998. In addition, the inequality of mortality tended to increase in the zones where precisely the inequality was already relatively high, in particular the capital.

Mots-clés : Dynamique de pauvreté ; mortalité des enfants ; pauvreté ; inégalité de la mortalité des enfants.

JEL classification : I12, I31, I32

Sommaire

1.	Introduction	1
2.	Concepts et méthode	1
1.	<i>Sources statistiques</i>	1
2.	<i>Pauvreté et actifs des ménages</i>	2
3.	<i>Indicateurs d'inégalité de mortalité des enfants</i>	3
3.	Dynamique de pauvreté et inégalité de la mortalité des enfants	5
1.	<i>La dynamique de pauvreté</i>	5
2.	<i>Ampleur et évolution de l'inégalité de la mortalité des enfants : approche nationale</i>	7
3.	<i>Décomposition des variations spatiales de l'inégalité de la mortalité des enfants</i>	11
4.	Conclusion	13
	<i>Références bibliographiques</i>	14
	<i>Annexes</i>	16

1. Introduction

A. Sen rappelait récemment que la santé constitue une dimension fondamentale du bien-être des individus. Selon ce dernier, «la mortalité est un test de performance économique», et «la valeur de la vie doit refléter l'importance des diverses capacités¹ pour laquelle elles sont une condition nécessaire»². En d'autres termes, la fécondité de l'information sur la mortalité réside dans la combinaison de plusieurs éléments. Premièrement, l'importance intrinsèque que l'on accorde à la vie³. Deuxièmement, maintes capacités que l'on valorise sont contingentes au fait d'être vivant⁴. Troisièmement, les données sur la mortalité par âge peuvent, dans une certaine mesure, constituer une approximation des échecs ou des réalisations auxquels les individus attachent une importance⁵. De même, la plupart des institutions internationales et des gouvernements des pays les moins avancés accordent une grande importance à cette dimension du bien-être, l'amélioration de la santé des individus, notamment des plus pauvres, constituant une priorité fondamentale⁶.

En réalité, dans maints pays en développement, réduire les déficits de santé pour les plus démunis est un objectif parfois difficile à atteindre, dans la mesure où les informations relatives aux inégalités de santé demeurent encore trop précaires. En outre, la quasi-absence de spécification des liens entre la dynamique de pauvreté et l'évolution des disparités de santé, en particulier la mortalité des enfants⁷, contraste avec les nombreuses investigations relatives à la relation entre la privation monétaire et l'inégalité des dépenses – ou des revenus – des ménages⁸.

Le but de la présente recherche est de contribuer à combler le déficit d'information quant à l'ampleur et l'évolution des inégalités de santé, ainsi que les relations qui prévalent entre ces dernières et la pauvreté en Afrique. Plus précisément, à l'aide des données des deux enquêtes démographiques et de santé – EDS – du Burkina Faso de 1992-93 et 1998-99, l'étude propose, d'une part, d'appréhender la configuration et l'évolution des disparités de la mortalité des enfants – infantile et infanto-juvénile –, selon le niveau de vie des ménages en termes d'actifs et les régions, et, d'autre part, de comparer cette dernière à la dynamique de pauvreté au cours de la même période. La deuxième section spécifie les sources statistiques utilisées, et justifie les fondements conceptuels et méthodologiques – détermination de la pauvreté par rapport aux actifs ; indicateurs d'inégalité de la mortalité des enfants. La troisième section présente les résultats concernant la dynamique de la pauvreté, l'ampleur et l'évolution de l'inégalité de la mortalité des enfants – y compris la décomposition spatiale – au cours des années 1990.

2. Concepts et méthode

1. Sources statistiques

La présente étude est fondée sur les données des deux enquêtes démographiques et de santé – EDS – du Burkina Faso, réalisées en 1992-93 et 1998-99 par l'Institut national de la statistique et de la démographie, avec l'assistance technique de Macro International Inc. Comme la plupart des EDS, les objectifs recherchés sont multiples : (i) recueillir des données à l'échelle nationale, représentatives selon le milieu rural et urbain, et permettant de calculer divers indicateurs démographiques – taux de fécondité et de mortalité infantile et juvénile; (ii) analyser les facteurs qui déterminent les niveaux et tendances de la fécondité et de la mortalité des enfants ; (iii) mesurer les taux de connaissance et de pratique contraceptive par méthode; (iv) recueillir des données détaillées sur la santé maternelle et infantile ; (v) déterminer l'état nutritionnel des mères et des enfants

¹ Les «capacités» au sens de Sen, c'est-à-dire la faculté pour les individus de faire et d'être ce qui est pour eux raisonnablement valorisé.

² Sen [1998].

³ Par ailleurs, la diminution de la mortalité des enfants constitue, à la fois un souhait des parents et un objectif du système social, dans la mesure où elle peut contribuer à réduire la croissance démographique.

⁴ En général, il existe une corrélation entre l'espérance de la vie et d'autres éléments constitutifs de la qualité de la vie – morbidité, éducation, etc.

⁵ Sen [1998].

⁶ Par exemple, l'Organisation mondiale de la santé affirme que la réduction du fardeau de la maladie est sa première priorité. Organisation mondiale de la santé [1999].

⁷ Quelques études appréhendent l'inégalité de la mortalité des enfants, à un moment donné, selon les pays – Wagstaff [2000] - ou des groupes ethniques – Brockerhoff, Hewett [2000].

⁸ Voir, par exemple, pour le Burkina Faso Lachaud [2001].

de moins de cinq ans au moyen des mesures anthropométriques ; (vi) recueillir des données détaillées sur la connaissance, les opinions et attitudes des femmes et des hommes vis-à-vis des maladies sexuellement transmissibles et du sida ; (vii) développer au niveau du pays les capacités et les ressources nécessaires à la réalisation périodique d'EDS⁹.

L'enquête de 1992-93 a été réalisée entre décembre 1992 et fin mars 1993 auprès d'un échantillon stratifié, pondéré et représentatif aux niveaux national et des milieux de résidence. Dans l'ensemble des zones de dénombrement, l'enquête a porté sur 5 143 ménages et 6 354 femmes âgées de 15-49 ans. Par ailleurs, un sous échantillon d'un tiers des ménages a été sélectionné au sein desquels tous les hommes de 18 ans et plus ont été interviewés – soit 1 845 hommes. De plus, le questionnaire communautaire a recueilli des informations sur les 230 grappes sélectionnées. L'EDS de 1998-99, effectuée de décembre 1998 à mars 1999, est fondée sur les mêmes caractéristiques. Dans les 4 812 ménages enquêtés, 6 354 femmes âgées de 15 à 49 ans et un sous échantillon de 1 845 hommes de 15-59 ans ont été interviewés.

En vérité, malgré la richesse des informations inhérentes aux enquêtes EDS, leur utilisation engendre quelques contraintes analytiques, notamment lorsque la pauvreté doit être appréhendée. En effet, les enquêtes démographiques et de santé burkinabè – comme la plupart des enquêtes EDS – ne collectent pas d'informations sur les dépenses ou les revenus des ménages. De ce fait, il est impossible de prendre en compte, par exemple, la consommation par tête comme indicateur de niveau de vie des groupes. Dans ces conditions, la présente recherche estime le niveau de vie des ménages à partir de certains de leurs actifs possédés – hormis la terre. Cette procédure, par ailleurs explicitée, est résumée ci-après¹⁰.

2. Pauvreté et actifs des ménages

Bien que les EDS ne collectent pas de données sur les dépenses ou les revenus des ménages, elles fournissant des informations détaillées sur les actifs des groupes : propriété, accès à divers biens et services. A cet égard, l'analyse en composantes principales peut constituer une procédure adéquate pour construire un indicateur de la richesse des ménages à long terme, à partir des informations sur les actifs des EDS¹¹. En effet, cette technique permet d'assigner des scores à chaque actif du ménage recensé, ces derniers étant normalisés par rapport à une distribution normale de moyenne nulle et d'écart type unitaire. Ces valeurs sont ensuite utilisées pour identifier les classes de ménages ou calculer des indices de pauvreté.

La présente étude met en oeuvre l'analyse en composantes principales non linéaire à l'aide des informations des EDS de 1992-93 et de 1998-99 pour le sous-groupe des ménages englobant les femmes ayant eu des enfants – nés 5 ans avant la date des enquêtes¹². Dans ce contexte, les variables suivantes, utilisées au niveau du ménage, sont, soit numériques – nombre de personnes par pièce d'habitation pour dormir –, soit ordinales – type d'habitat (matériaux du sol), lieu d'aisance, accès à l'eau potable en saison sèche et humide, électricité, possession de radio, télévision, téléphone, réfrigérateur, bicyclette, mobylette, auto, réchaud (ou cuisinière à gaz ou électrique) et «tamis filtre» pour traiter les eaux. Le tableau A1, en annexe, affiche les statistiques descriptives relatives aux actifs des ménages comportant des femmes ayant eu des enfants, les

⁹ En fait, les EDS du Burkina Faso présentent quelques particularités et différences. D'une part, l'EDS de 1992-93 a, contrairement à celle de 1998-99, spécifiquement analysé les disponibilités des services communautaires, mais n'a pas appréhendé les maladies sexuellement transmissibles, hormis le sida. D'autre part, l'EDS de 1998-99 a consacré un module spécifique à l'excision, pratique répandue dans ce pays. Afin d'atteindre ces objectifs, plusieurs types de questionnaires ont été utilisés : (i) un questionnaire ménage permet de collecter des informations sur les membres du ménage – nombre de personnes y résidant, sexe, âge, niveau d'instruction, etc. – et sur les caractéristiques du logement – approvisionnement en eau, type de toilettes, etc. Cependant, l'objectif essentiel du questionnaire ménage est d'établir l'éligibilité des personnes à interviewer individuellement ; (ii) un questionnaire femme comprenant les sections suivantes : caractéristiques socio-démographiques, reproduction, contraception, grossesses et allaitement, vaccination et santé des enfants, nuptialité et activité sexuelle, préférences en matière de fécondité, caractéristiques du conjoint et activité professionnelle de la femme, maladies sexuellement transmissibles et sida, mesures anthropométriques, excision (en 1998-99) ; (iii) un questionnaire individuel homme comprenant les sections suivantes : caractéristiques socio-démographiques, reproduction, planification familiale, nuptialité et activité sexuelle, préférences en matière de fécondité, sida ; (iv) un questionnaire communautaire (1992-93) consacré en particulier à l'accès à l'eau et à la disponibilité des services sanitaires. Les questionnaires sont annexés aux rapports : Institut national de la statistique et de la démographie [1994], [1999].

¹⁰ Lachaud [2001b].

¹¹ Des auteurs utilisent cette procédure – Filmer, Prichett [1999], Gwatkin, Rustein, Johnson, Oande, Wagstaff [2000] –, tandis que d'autres tentent de justifier l'emploi de l'analyse factorielle – Sahn, Stifel [2000].

¹² Le sous-groupe englobe 55,8 et 60,1 pour cent des ménages, respectivement, en 1992-93 et 1998-99. L'analyse au niveau de l'ensemble des ménages est présentée dans Lachaud [2001b].

informations inhérentes à l'ensemble des ménages étant présentées à titre indicatif¹³. Il est à remarquer que l'étude ne prend pas en compte la possession de terres pour trois raisons: (i) beaucoup de ménages, notamment ceux qui sont urbains, n'ont pas de terre ; (ii) la terre n'est peut-être pas exogène dans la mesure où, pour certains ménages, les informations ne concernent que son utilisation ; (iii) la relation entre la terre et le niveau de vie est complexe. Par ailleurs, l'analyse a été effectuée en supposant que tous les paramètres d'accès aux actifs – sauf le nombre de personnes par pièce – se réfèrent au ménage, ce qui implique un facteur d'échelle égal à zéro – coût marginal nul de tous les membres supplémentaires au-delà du premier¹⁴. En ce qui concerne le modèle relatif au groupe des ménages englobant les femmes ayant eu des enfants, la première composante explique 40,9 et 40,5 pour cent de la variance, respectivement, en 1992-93 et 1998-99 –, contre 11,4 et 9,1 pour cent seulement pour la seconde dimension¹⁵. Finalement, la distribution du niveau de vie des ménages en termes d'actifs a été appréhendée dans deux optiques. D'une part, afin d'appréhender l'inégalité de la mortalité des enfants, la distribution a été divisée en quartiles ou quintiles selon les cas, le(s) premier(s) pouvant être identifié(s) aux «pauvres». D'autre part, afin de mesurer la pauvreté et sa dynamique au cours de la période considérée, les indices d'actifs inhérents aux deux dates ont été augmentés d'une constante – 10, dans le cas présent – pour éliminer les valeurs négatives, et deux lignes de pauvreté ont été fixées pour 1992-93 par rapport, respectivement, aux 25^{ème} et 40^{ème} percentiles. Ces lignes de pauvreté ont ensuite été appliquées à l'indice d'actifs de 1998-99.

3. Indicateurs d'inégalité de la mortalité des enfants

La présente recherche appréhende l'inégalité de la mortalité des enfants – infantile et infanto-juvénile – à l'aide de plusieurs indicateurs¹⁶.

Premièrement, la courbe de concentration de la mortalité, notée $L(s)$, associe le pourcentage cumulé de décès - axe des ordonnées - au pourcentage cumulé des naissances, ordonnées par ordre croissant des quintiles du niveau de vie des ménages en termes de d'actifs¹⁷. Par exemple, la figure 2, ci-après, affiche les courbes de concentration de la mortalité infantile au Burkina Faso, pour les années 1992-93 et 1998-99. Ainsi, l'axe des ordonnées se réfère à la proportion cumulée par femme des enfants nés 5 ans avant la date de l'enquête et morts avant leur premier anniversaire, tandis que l'axe des abscisses indique le pourcentage cumulé de ces naissances, ordonnées par ordre croissant du bien-être des ménages auxquels elles appartiennent, ce dernier étant déterminé par rapport aux actifs des groupes, comme cela a été précédemment indiqué. Il est à remarquer que la courbe affichée sur la figure 2 présente des similitudes avec la courbe de Lorenz¹⁸. Cependant, il importe de souligner qu'elle considère la mortalité juvénile selon les strates du niveau de vie des ménages, et non selon les quintiles de mortalité. En d'autres termes, la figure 2 n'est pas fondée sur le classement de la variable dont la distribution est analysée - la mortalité des enfants -, mais par rapport au statut économique des ménages. L'interprétation de la courbe de concentration est assez simple. Lorsque $L(s)$ coïncide avec la diagonale à 45°, les taux de mortalité sont identiques pour tous les enfants, quel que soit le niveau de vie du ménage auquel ils appartiennent. Dans la plupart des cas, comme le montre la figure 2 pour le Burkina Faso, $L(s)$ se situe au-dessus de la diagonale, ce qui implique que les groupes les plus aisés en termes économiques sont aussi les plus favorisés par rapport à la mortalité des enfants. Wagstaff qualifie cette situation d'inégalité «pro-riches»¹⁹. Par contre,

¹³ On note que l'EDS de 1992-93, contrairement à celle de 1998-99, ne permet pas de distinguer l'accès à l'eau en saison sèche et humide, et d'appréhender la possession de téléphone, de réchaud et de filtre à eau des ménages. Par ailleurs, la proximité des caractéristiques des deux groupes est à souligner.

¹⁴ Voir Lachaud [2001a] pour une approche alternative.

¹⁵ L'analyse a également été menée pour le groupe inhérent à l'ensemble des ménages. Dans ce cas, la première composante explique 40,7 et 40,9 pour cent de la variance, respectivement, en 1992-93 et 1998-99 –, contre 12,3 et 8,6 pour cent seulement pour la seconde dimension. L'étude de Filmer, Pritchett [1999], portant sur 46 pays, montre, pour la première composante, une part de variance expliquée relativement stable, comprise entre 20 et 30 pour cent. Les figure A1 à A4, en annexe de Lachaud [2001b], affichent les coordonnées factorielles, et montrent l'importance de la première dimension. En général, s'agissant de la première dimension, toutes les variables ont des coordonnées factorielles (positives) élevées. En 1992-93, neuf variables sur onze ont des coefficients de corrélation avec la première dimension supérieurs à 0,5 : habitat, aisance, eau, électricité, radio, télévision, réfrigérateur, mobylette et automobile. En 1998-99, cette situation prévaut pour onze variables sur quinze – aux précédentes, on doit ajouter l'eau en saison sèche et humide et la possession de réchaud. Les figure A1 et A2 de Lachaud [2001b] montrent également que la deuxième dimension est principalement corrélée avec la possession de mobylette, de radio ou de bicyclette en 1998-99, et avec la possession de réfrigérateur, auto ou bicyclette en 1992-93.

¹⁶ Voir sur cette question Kakwani, Wagstaff, van Doorslaer.[1997].

¹⁷ On peut utiliser les déciles ou les quartiles selon l'importance des échantillons.

¹⁸ Voir, par exemple, Cowell [1989].

¹⁹ Wagstaff [2000].

lorsque $L(s)$ est située en dessous de la diagonale, les plus pauvres sont favorisés en termes de mortalité des enfants - «inégalité pro-pauvres». Naturellement, plus la courbe de concentration s'éloigne de la diagonale, plus l'inégalité de la mortalité des enfants est importante. Ajoutons qu'il est possible d'appréhender la dominance d'une courbe de concentration $L^1(s)$ sur une autre courbe $L^2(s)$. En effet, si $L^1(s)$ est constamment plus près de la diagonale que $L^2(s)$, on peut soutenir que l'inégalité de la mortalité appréhendée par $L^1(s)$ est sans ambiguïté plus faible que celle relative à $L^2(s)$. Cette situation peut être mise en évidence par le tracé des déviations par rapport à la ligne de 45° pour les deux courbes - figures 4 et 5.

Deuxièmement, malgré l'intérêt des courbes de concentration, la quantification des inégalités de santé à l'aide d'un indice demeure utile, notamment lorsque les courbes se coupent. A cet égard, les deux indices les plus utilisés dans les études relatives aux inégalités en matière de santé et de mortalité sont, d'une part, l'indice d'inégalité relative - RII -, et, d'autre part, l'indice de concentration - CI²⁰.

L'indice de concentration, noté C, est égal à deux fois l'aire comprise entre $L(s)$ et la diagonale, soit:

$$C = 2 \int_0^1 L(s) ds - 1 \quad [1]$$

où $C = 0$ lorsque $L(s)$ coïncide avec la diagonale, et est négatif (positif) si $L(s)$ est située au-dessus (en dessous) de la diagonale.

Dans la présente étude, l'inégalité de la mortalité est appréhendée à l'aide de données *stratifiées* selon les classes du niveau de vie des ménages en termes d'actifs, notées CAM²¹. Soit μ_t ($t = 1, \dots, T$) le taux de mortalité de la t^{ème} CAM, et f_t sa part dans la population. En ordonnant les T CAM par ordre croissant de leur niveau de vie - de la plus désavantagée à la plus favorisée -, et en supposant que $L(s)$ soit linéaire, C peut être calculé comme suit :

$$C = 2/\mu \sum_{t=1}^T f_t \mu_t R_t - 1 \quad [2]$$

où : $\mu = \sum_{t=1}^T f_t \mu_t$ indique le taux moyen de mortalité de l'ensemble de la population considérée, μ_t le taux de

mortalité pour le t^{ème} groupe, et R_t son rang relatif défini selon : $R_t = \sum_{r=1}^{t-1} f_r + 0,5 f_t$ - proportion cumulée jusqu'au point médian de l'intervalle de groupe.

Il est à remarquer que C peut aussi être estimé par rapport à l'indice relatif d'inégalité RII. En effet, on montre que RII est le coefficient de régression liant le taux de mortalité relatif du groupe, μ_t/μ , à son rang relatif, R_t , soit :

$$[\mu_t/\mu] \sqrt{f_t} = \alpha \sqrt{f_t} + \beta R_t \sqrt{f_t} + \varepsilon_t \quad [3]$$

où f_t = fréquence du nombre d'enfants nés dans le groupe t, α et β sont les coefficients, et ε_t le terme aléatoire, l'estimateur de β étant égal à RII. En fait, RII et C sont liés par $\beta = C/2\sigma_R^2$, où σ_R^2 est la variance de R_t que l'on peut écrire : $\sigma_R^2 = \sum_{t=1}^T f_t (R_t - 0,5)^2$. Si ces deux approches produisent des résultats comparables, l'indice de

concentration demeure plus attractif dans la mesure où il permet des comparaisons graphiques²².

Troisièmement, dans ce contexte, la question de l'inférence statistique présente un intérêt évident. En effet, puisque les taux de mortalité sont issus d'enquêtes par sondage, les comparaisons dans le temps ou dans l'espace nécessitent la mise en oeuvre de tests statistiques permettent d'appréhender l'influence des variations

²⁰ La présentation suit Kakwani, Wagstaff, van Doorslaer.[1997].

²¹ Voir Kakwani, Wagstaff, van Doorslaer.[1997] lorsque l'inégalité en matière de santé est appréhendée à l'aide de données individuelles.

²² Kakwani, Wagstaff, van Doorslaer.[1997] illustrent cette assertion à l'aide de données sur la morbidité allemande du début des années 1980.

d'échantillonnage. A cet égard, bien que l'intérêt de [3] soit de fournir une estimation de l'erreur type, il est préférable de calculer cette dernière selon [4]²³ :

$$\text{var}(\mathbf{C}) = 1/n \left[\sum_{t=1}^T f_t \alpha^2_t - (1 + C)^2 \right] \quad [4]$$

avec :

$$a_t = \mu_t / \mu (2R_t - 1 - C) + 2 - q_{t-1} + q_t, \text{ et } q_t = 1 / \mu \sum_{r=1}^t \mu_r f_r, \text{ l'ordonnée de } L(s) \text{ avec } q_0 = 0. \text{ La présente étude}$$

utilise cet estimateur de la variance. Par ailleurs, la statistique η permet de tester l'hypothèse nulle que les différences d'indice de concentration de deux échantillons inhérents aux différentes années sont statistiquement non significatives²⁴.

3. Dynamique de pauvreté et inégalité de la mortalité des enfants

Après avoir spécifié la dynamique de pauvreté appréhendée en termes d'actifs des ménages, l'ampleur et l'évolution de l'inégalité de la mortalité des enfants seront présentées, y compris par rapport à une décomposition selon les régions.

1. La dynamique de pauvreté

Le tableau 1 affiche les mesures et l'évolution de la pauvreté au cours de la période 1992-93–1998-99, pour le *sous échantillon des ménages englobant des femmes ayant eu des enfants*. La même information relative à l'ensemble des ménages est présentée au tableau A2 en annexe pour information. En ce qui concerne les ménages où sont localisées les femmes ayant eu des enfants, on constate que l'incidence de la pauvreté a diminué au cours de cette période quelle que soit la valeur de la ligne de pauvreté utilisée. En effet, entre 1992-93 et 1998-99, la référence à la pauvreté relative du 25^{ème} percentile de la distribution des actifs de 1992-93, permet d'observer que la proportion de ménages pauvres est passée de 25,0 à 23,8 pour cent, soit une diminution du ratio de pauvreté de 4,8 pour cent. De même, la référence à la pauvreté relative du 40^{ème} percentile de la distribution des actifs de 1992-93 conduit à une baisse du ratio de pauvreté de 40,3 à 36,3 pour cent²⁵. Par contre, on observe que l'intensité de la pauvreté – $\alpha = 1 - a$ – a augmenté de 6,5 à 6,8 pour cent par rapport au 25^{ème} percentile, tout comme l'inégalité de cette dernière – $\alpha = 2$, alors que l'inverse prévaut lorsque le 40^{ème} percentile est pris en compte – baisse de l'intensité de la pauvreté de 10,9 à 10,2 pour cent. Il est à remarquer que le tableau A2, en annexe, relatif à l'ensemble des ménages, affiche un résultat presque comparable. Toutefois, deux différences doivent être soulignées. D'une part, en ce qui concerne l'ensemble des ménages, la référence au 40^{ème} percentile montre une augmentation de l'intensité et de l'inégalité de la pauvreté, contrairement au sous échantillon des ménages féminins. D'autre part, la comparaison des tableaux 1 et A2 indique que l'accroissement de l'écart de pauvreté est surtout imputable au milieu rural lorsque l'échantillon de l'ensemble des ménages est pris en compte, alors que l'inverse semble prévaloir pour le sous-groupe de ménages où vivent les femmes ayant eu des enfants. Quoiqu'il en soit, dans ces derniers, toutes les mesures de la pauvreté ont systématiquement augmenté à Ouagadougou, alors que dans le milieu rural la situation est plus contrastée. Par exemple, dans les ménages englobant des femmes ayant eu des enfants, alors que le ratio de pauvreté a diminué dans les toutes les zones rurales, c'est seulement pour deux d'entre elles – Est et Ouest – qu'il en a été de même pour l'intensité et l'inégalité de la pauvreté. Cette tendance à l'urbanisation de la pauvreté au Burkina Faso est confirmée lorsque cette dernière est appréhendée en termes monétaires, comme l'indique le tableau A3, en

²³ En effet, l'estimation de l'erreur type selon [3] n'est pas exacte, puisque les observations dans chaque équation de régression ne sont pas indépendantes les unes des autres. Kakwani, Wagstaff, van Doorslaer. [1997] font remarquer que l'estimation d'une statistique selon des données groupées implique une perte de degré de liberté, donc des erreurs types plus élevées. Dans le cas présent, on suppose une variance nulle au sein des groupes – $\sigma_i^2 = 0$. De ce fait, le degré de liberté est réduit à T, le nombre de groupes. Par conséquent, la taille effective de l'échantillon est T, et non n.

²⁴ $\eta = (C_{99} - C_{93}) / \sqrt{1999/n + 1993/n}$, ou n = nombre de strates de l'échantillon. Cette statistique suit une distribution asymptotique normale avec une moyenne nulle et une variance unitaire.

²⁵ On rappelle que les discontinuité de l'indice des actifs ne permettent pas d'obtenir exactement le 25^{ème} percentile.

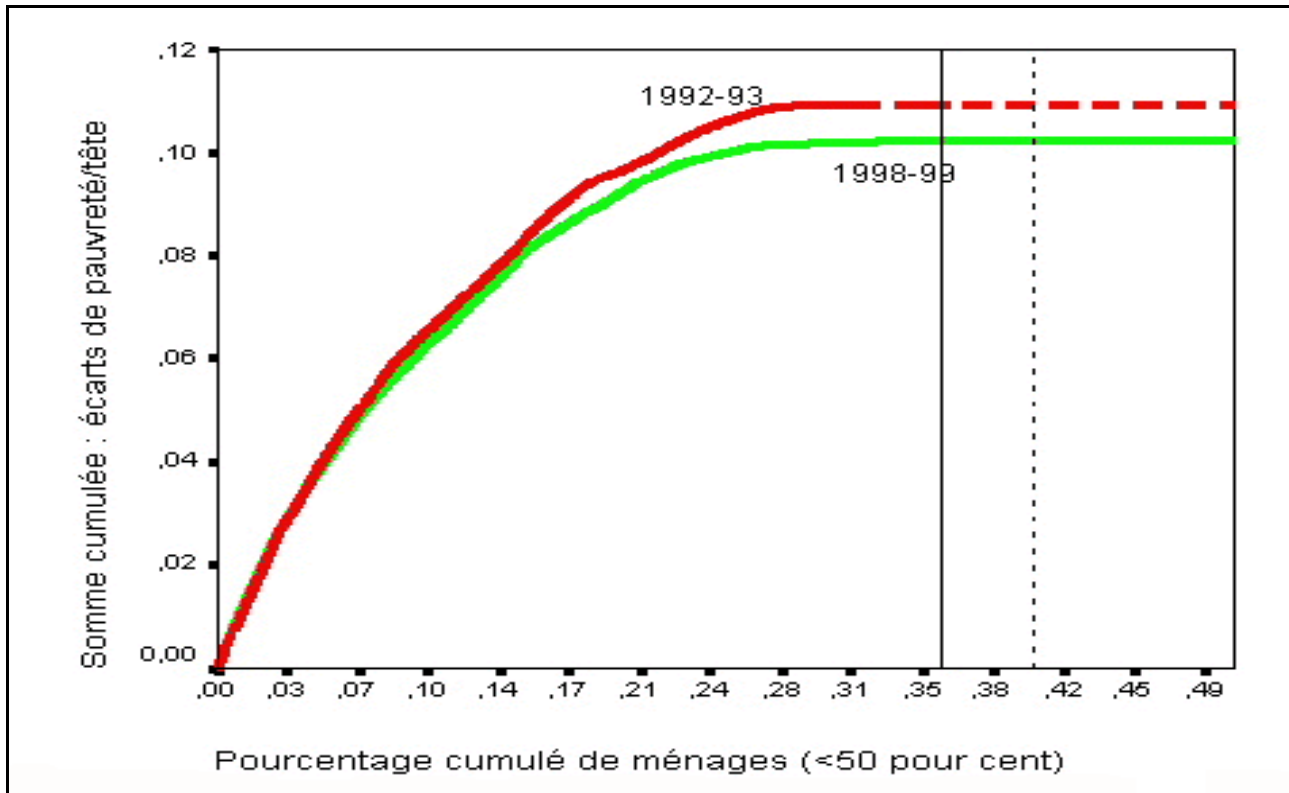


Figure 1 : Courbes TIP 1992-93 & 1998-99 pour le sous-groupe de ménages englobant des femmes ayant eu des enfants : test de dominance de deuxième ordre – Burkina Faso

Tableau 1 : Mesures et évolution de la pauvreté en termes d'actifs des ménages des femmes ayant eu des enfants selon les régions et le seuil de pauvreté¹ – Burkina Faso 1992-93 & 1998-99

Paramètre	EDS 1992-93 – FGT ²						N (pondéré)	EDS 1998-99 – FGT ²						N (pondéré)
	Incidence ($\alpha=0$)		Profondeur ($\alpha=1$)		Intensité ($\alpha=2$)			Incidence ($\alpha=0$)		Profondeur ($\alpha=1$)		Intensité ($\alpha=2$)		
	Valeur - P0	Contribution ⁴	Valeur - P1	Contribution ⁴	Valeur - P2	Contribution ⁴		Valeur - P0	Contribution ⁴	Valeur - P1	Contribution ⁴	Valeur - P2	Contribution ⁴	
Pauvreté - Z1 = 25^{ème} percentile de l'indice d'actifs de l'EDS 1992-93														
Ouagadougou	1,5	0,7	0,3	0,5	0,1	0,6	316	2,4	0,7	0,6	0,6	0,2	0,5	205
Autres villes	5,6	1,6	1,6	1,8	0,7	2,0	203	3,7	1,1	1,7	1,8	0,9	2,0	205
Rural Nord	31,0	20,4	8,4	21,3	3,2	20,7	472	29,1	17,1	8,9	18,1	4,2	17,7	399
Rural Est	35,2	27,6	9,6	29,0	4,0	31,2	563	30,3	36,0	8,8	36,2	4,4	37,4	808
Rural Ouest	25,7	21,7	6,6	21,5	2,5	21,2	607	23,5	18,7	6,1	16,8	2,8	16,5	543
Rural Centre Sud	28,3	28,0	6,8	26,0	2,5	24,2	708	24,5	26,4	7,2	26,5	3,3	25,8	732
Ensemble	25	100	6,5	100	2,5	100	2868	23,5	100	6,8	100	3,2	100	2893
Pauvreté - Z2 = 40^{ème} percentile de l'indice d'actifs de l'EDS 1992-93														
Ouagadougou	3,1	0,9	0,7	0,7	0,2	0,6	316	3,0	0,6	1,0	0,7	0,4	0,6	205
Autres villes	9,1	1,6	2,6	1,7	1,1	1,8	203	4,7	0,9	2,2	1,5	1,2	1,8	205
Rural Nord	55,5	22,6	14,4	21,7	5,6	21,2	472	41,3	15,7	12,8	17,3	6,2	17,7	399
Rural Est	53,7	26,1	15,4	27,7	6,6	29,4	563	47,3	36,4	13,4	36,6	6,4	36,8	808
Rural Ouest	41,7	21,9	10,9	21,2	4,4	21,3	607	36,6	19,0	9,5	17,5	4,4	16,9	543
Rural Centre Sud	43,9	26,9	12,0	27,1	4,6	25,7	708	39,3	27,4	10,7	26,4	5,0	26,2	732
Ensemble	40,33	100	10,9	100	4,4	100	2868	36,3	100	10,2	100	4,9	100	2893

(1) Toutes les mesures ont été multipliées par 100. Par ailleurs, afin d'éliminer les valeurs négatives des indices d'actifs, ces derniers ont été multipliés par 10 ; (2) Indices mesure de la pauvreté de la classe Foster, Greer et Thorbecke ; (3) A cause des discontinuités de l'indice de 1992-93, le 40^{ème} percentile ne peut être exactement déterminé.

Source : A partir des bases de données des enquêtes EDS 1992-93 et 1998-99 – pondération normalisée.

annexe, issu d'une récente étude²⁶.

La figure A1, en annexe, affichant les courbes d'incidence de pauvreté pour les ménages où vivent les femmes ayant eu des enfants, illustre les commentaires précédents, mais révèle, en même temps, l'absence de

²⁶ Lachaud [2001c].

robustesse du test de dominance de premier ordre. Pour cette raison, la figure 1 reproduit les trois «I» de la pauvreté – incidence, intensité et inégalité – par rapport à la ligne de privation relative du 25^{ème} percentile de 1992-93. Elle montre, qu’au Burkina Faso, entre 1992-93 et 1998-99, la pauvreté a, *dans l’ensemble*, légèrement *diminué*, la hausse des écarts de pauvreté étant plus que proportionnellement contrebalancée par la baisse du ratio de pauvreté. Un résultat similaire est obtenu lorsque le seuil de pauvreté relative du 40^{ème} percentile est pris en compte – figure non reproduite –, alors que le test de dominance pour l’ensemble des ménages exhibe une légère augmentation de la pauvreté au cours de la période considérée²⁷.

2. Ampleur et évolution de l’inégalité de la mortalité des enfants : approche nationale

Fondées sur les données des deux EDS, la configuration de l’ampleur et de l’évolution de l’inégalité de la mortalité des enfants au niveau national appelle plusieurs observations.

En premier lieu, le tableau 2, affichant les taux de mortalité des enfants, met en évidence leur relative stabilité au cours des deux périodes. En effet, entre 1992-93 et 1998-99, les taux de mortalité infantile et infanto-juvénile sont passés, respectivement, de 152,4 à 148,9 pour mille, et de 212,2 à 214,5 pour mille. Bien que cette évolution tende à montrer une diminution de la mortalité infantile et une augmentation de la mortalité infanto-juvénile, les écarts ne sont pas statistiquement significatifs²⁸.

Tableau 2 : Taux de mortalité des enfants selon les quintiles des actifs des ménages¹ – Burkina Faso 1992-93 et 1998-99

Paramètre	EDS 1992-93		Nombre de femmes (pondéré) ²	EDS 1998-99		Nombre de femmes (pondéré) ²
	Mortalité infantile < 1 an (‰)	Mortalité infanto-juvénile < 5 an (‰)		Mortalité infantile < 1 an (‰)	Mortalité infanto-juvénile < 5 an (‰)	
Très pauvres	194,2	262,4	731	172,1	252,8	769
Pauvres	170,7	235,9	731	165,7	238,7	770
Moyen inférieur	155,9	214,3	732	153,0	218,8	769
Moyen supérieur	135,4	196,4	730	149,9	205,9	769
Riches	106,0	152,1	733	103,9	156,4	770
Ensemble	152,4	212,2	3658	148,9	214,5	3847

(1) Voir le texte pour la stratification des ménages ; (2) Les taux de mortalité sont déterminés par femme.

Source : A partir des bases de données des enquêtes EDS 1992-93 et 1998-99 – pondération normalisée.

A cet égard, les rapports relatifs aux deux EDS confirment les informations précédentes. S’agissant du rapport de l’EDS 1992-93, il est indiqué que pendant la période la plus récente avant l’enquête – 0-4 ans –, 18,7 et 9,4 pour cent des enfants sont décédés avant d’atteindre, respectivement, leur cinquième anniversaire – mortalité infanto-juvénile – et leur premier anniversaire – mortalité infantile –, tandis que 10,3 pour cent des enfants ayant atteint leur premier anniversaire sont décédés avant l’âge de 5 ans – mortalité juvénile²⁹. Or, selon le rapport de synthèse de l’EDS de 1998-99, durant les cinq années ayant précédé l’enquête, les taux de mortalité infanto-juvénile, infantile et juvénile se sont élevés respectivement à 21,9, 10,5 et 12,7 pour cent³⁰. Sans aucun doute, cette évolution s’inscrit dans les tendances de la mortalité des enfants en Afrique au cours des années 1990. Mais, au Burkina Faso, cette dernière demeure sensiblement plus élevée que la moyenne sur le continent³¹.

En fait, le tableau 2 met en évidence une relation inverse entre le niveau de vie des ménages, appréhendé en termes d’actifs, et la mortalité des enfants, bien que le différentiel de mortalité infantile soit le plus sensible

²⁷ Voir les figures 1 et 2 de Lachaud [2001b] pour l’ensemble des ménages.

²⁸ Tableau 1 de Lachaud [2001b].

²⁹ Institut national de la statistique et de la démographie [1994]. Lorsque le nombre d’années précédant l’enquête passe à 5-9 et 10-14 ans, les taux de mortalité infanto-juvénile s’élèvent, respectivement, à 223,5 et 241,5 pour mille – 122,2 et 122,7 pour mille pour la mortalité infantile.

³⁰ Institut national de la statistique et de la démographie [2000].

³¹ En Afrique subsaharienne, entre 1990 et 1999, la mortalité infantile est passée de 100 à 92 pour mille, tandis que la mortalité infanto-juvénile augmentait de 155 à 161 pour mille. Banque mondiale [2001].

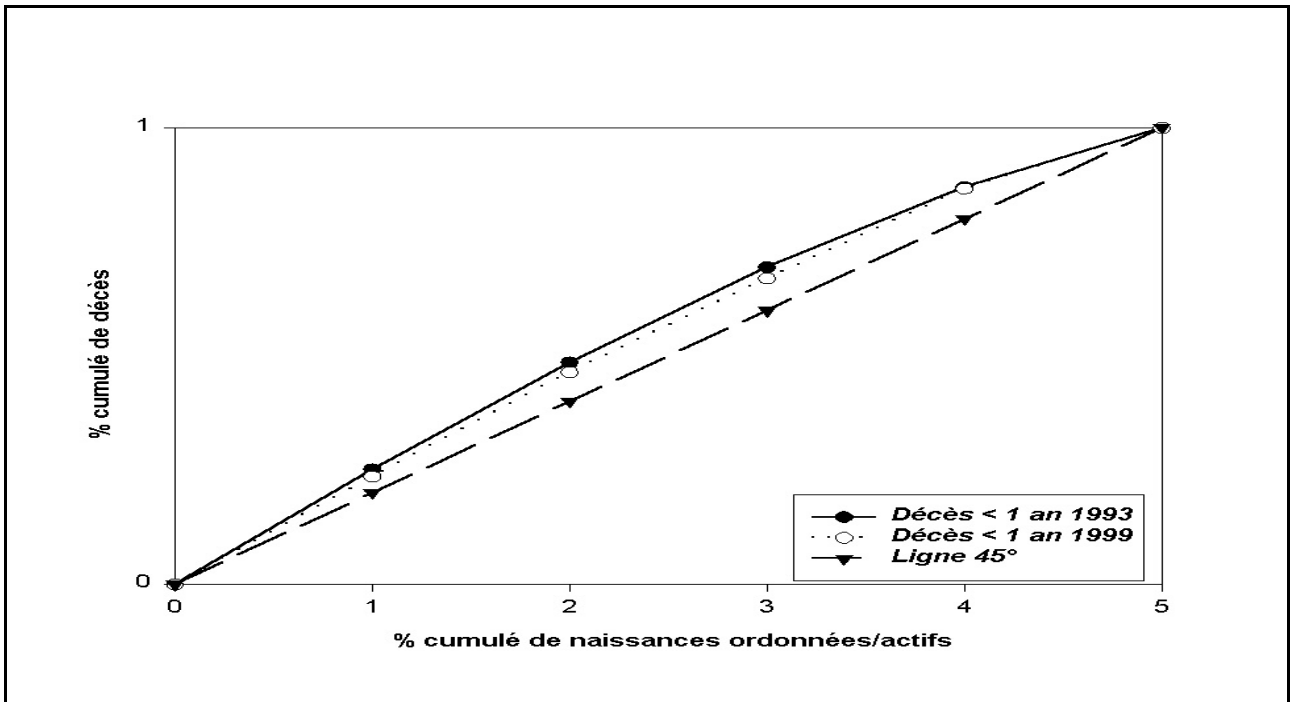


Figure 2 : Courbes de concentration de la mortalité infantile – Burkina Faso 1992-93 & 1998-99

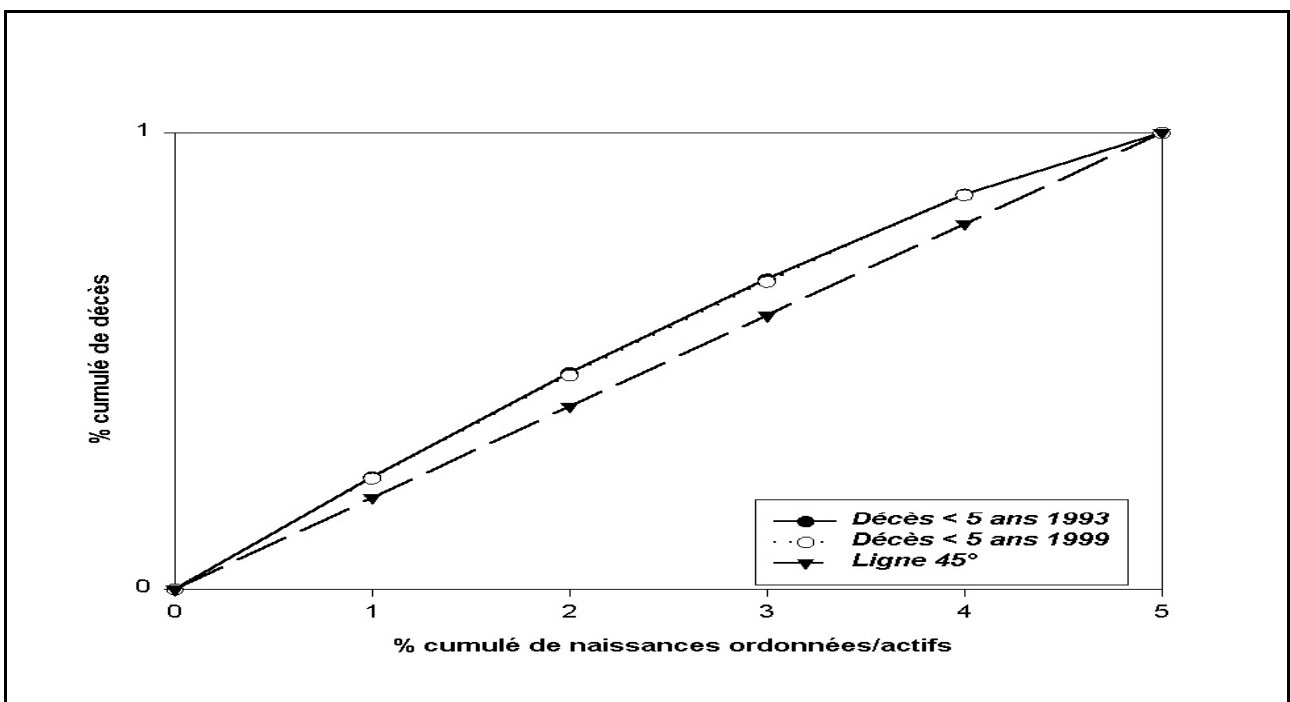


Figure 3 : Courbes de concentration de la mortalité infanto-juvénile – Burkina Faso 1992-93 & 1998-99

aux écarts de bien-être des ménages. Par exemple, en 1992-93, le rapport des taux de mortalité infantile entre le quintile de niveau de vie des ménages le plus pauvre et celui le plus riche était de 1,83, contre 1,73 pour la mortalité infanto-juvénile. On notera que ces ratios ont quelque peu diminué au cours de la période, puisqu'ils sont passés, respectivement, à 1,66 et 1,62 en 1998-99. Ajoutons que la modélisation de la mortalité des enfants au Burkina Faso pour 1992-93 et 1998-99 confirme, non seulement le rôle du niveau de vie des ménages quant

Tableau 3 : Indices de concentration, erreurs types, valeurs du t et statistique η relatives aux différences des indices de concentration entre les deux enquêtes pour l'ensemble du pays¹ – Burkina Faso 1992-93 et 1998-99

Année	EDS 1992-93		EDS 1998-99	
	Mortalité infantile < 1 an (%)	Mortalité infanto-juvénile < 5 an (%)	Mortalité infantile < 1 an (%)	Mortalité infanto-juvénile < 5 an (%)
Indice de concentration C^2	-0,255	-0,249	-0,241	-0,242
Erreur type C^2	0,114	0,126	0,121	0,131
Statistique t	-2,238*	-1,972*	-1,989*	-1,851**
Statistique η^3 - 1999-98/1992-93 ⁴	-	-	0,088	0,037

(1) Ménages englobant les femmes ayant eu des enfants ; (2) Voir le texte pour la détermination de l'indice de concentration et de l'erreur type ; le t est le rapport entre l'indice de concentration et l'erreur type ; (3) $\eta = (C_{99} - C_{93}) / \sqrt{\frac{1}{n} (C_{99}^2 - C_{93}^2)}$, ou n=nombre de strates de l'échantillon ; (4) Une

(*) signifie que les écarts d'indices de concentration sont significatifs à 5 pour cent ; (**) indiquent un seuil de signification de 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes EDS 1992-93 et 1998-99 – pondération normalisée.

à la variation de la survie des enfants, mais également une atténuation de l'impact de la pauvreté sur la mortalité des enfants³².

En deuxième lieu, les figurent 2 et 3 affichent les courbes de concentration de l'inégalité infantile et infanto-juvénile. A cet égard, trois commentaires peuvent être avancés. Tout d'abord, on constate que toutes les courbes de concentration sont situées au-dessus de la ligne à 45°, ce qui implique l'existence d'une inégalité de la mortalité des enfants «pro-riches» au Burkina Faso. En d'autres termes, quel que soient le type de mortalité et l'année considérés, la mortalité des enfants est plus élevée dans les ménages pauvres que dans les ménages riches. Ensuite, le fait que les groupes les plus aisés en termes économiques soient aussi les plus favorisés par rapport à la mortalité des enfants a peu changé entre 1992-93 et 1998-99. Les courbes de concentration de la mortalité infantile et infanto-juvénile relatives aux deux périodes sont assez proches. Toutefois, une différence semble prévaloir quant à l'évolution, d'une part, de la mortalité infantile et, d'autre part, de la mortalité infanto-juvénile. En effet, la figure 2 tend à montrer que la courbe de concentration de la mortalité infantile de 1998-99 se distingue nettement de celle de 1992-93, et est plus près de la ligne à 45°. Or, la figure 3 montre que les courbes de concentration de la mortalité infanto-juvénile sont quasiment confondues. Par conséquent, les figurent 2 et 3 suggèrent, qu'entre 1992-93 et 1998-99, les disparités de mortalité infantile selon le niveau de vie des ménages ont un peu plus diminué que celles de la mortalité infanto-juvénile. Enfin, il apparaît que l'inégalité de la mortalité infantile est relativement proche de l'inégalité infanto-juvénile, si l'on en juge par la configuration des courbes de concentration.

L'analyse de dominance présentée aux figures 4 et 5 tend à confirmer cette appréciation. On rappelle que les courbes reproduites aux figures 4 et 5 affichent les déviations par rapport à la ligne de 45°, c'est-à-dire les écarts qui prévalent entre les pourcentages cumulés des décès effectifs et les pourcentages cumulés théoriques, traduisant l'absence d'inégalité en matière de mortalité des enfants. A cet égard, bien que le test de dominance soit concluant à la fois pour la mortalité infantile et la mortalité infanto-juvénile – réduction de l'inégalité de la mortalité des enfants entre 1992-93 et 1998-99 –, les écarts sont les plus élevés en ce qui concerne les décès survenus avant le premier anniversaire – figure 4. Par contre, la figure 5, relative à la mortalité infanto-juvénile, affiche des déviations relativement faibles.

En troisième lieu, les valeurs des indices de concentration, affichées au tableau 3, précisent les tendances précédentes. S'agissant de la mortalité infantile, l'indice de concentration est passé de -0,255 à -0,241 entre 1992-93 et 1998-99, et les valeurs du t – rapport entre l'indice et l'erreur type³³ – sont statistiquement significatives à 5 pour cent – respectivement, -2,238 et -1,989. Par conséquent, au Burkina Faso, l'inégalité de

³² Lachaud [2001b]. Pour les deux périodes se rapportant aux EDS, les effets marginaux – variation de la probabilité de survie par rapport à la pauvreté, les autres paramètres étant évalués à la moyenne des caractéristiques – relatifs aux ménages les plus démunis sont négatifs et significatifs, et les enfants des ménages très pauvres sont les plus affectés par les décès avant leur 5^{ème} anniversaire. Ainsi, les effets marginaux des modèles non linéaires – Probit binaires – montrent que, toutes choses étant égales par ailleurs, la probabilité de survie infanto-juvénile est réduite de 0,07 et 0,04 environ, respectivement, en 1992-93 et 1998-99 pour les enfants issus des ménages ayant le niveau de vie le plus faible, par rapport à ceux qui sont les plus riches. Par ailleurs, alors que la configuration de l'ampleur des écarts de survie des enfants entre les milieux urbain et rural est quasi-indépendante de l'année de l'EDS, la figure 3 suggère une atténuation de l'impact de la pauvreté sur la mortalité des enfants au cours de la période considérée. Par exemple, sur la figure 3, la distance verticale entre les courbes des effets marginaux est plus faible en 1998-99 qu'en 1992-93.

³³ On rappelle que l'erreur type est calculée selon [4].

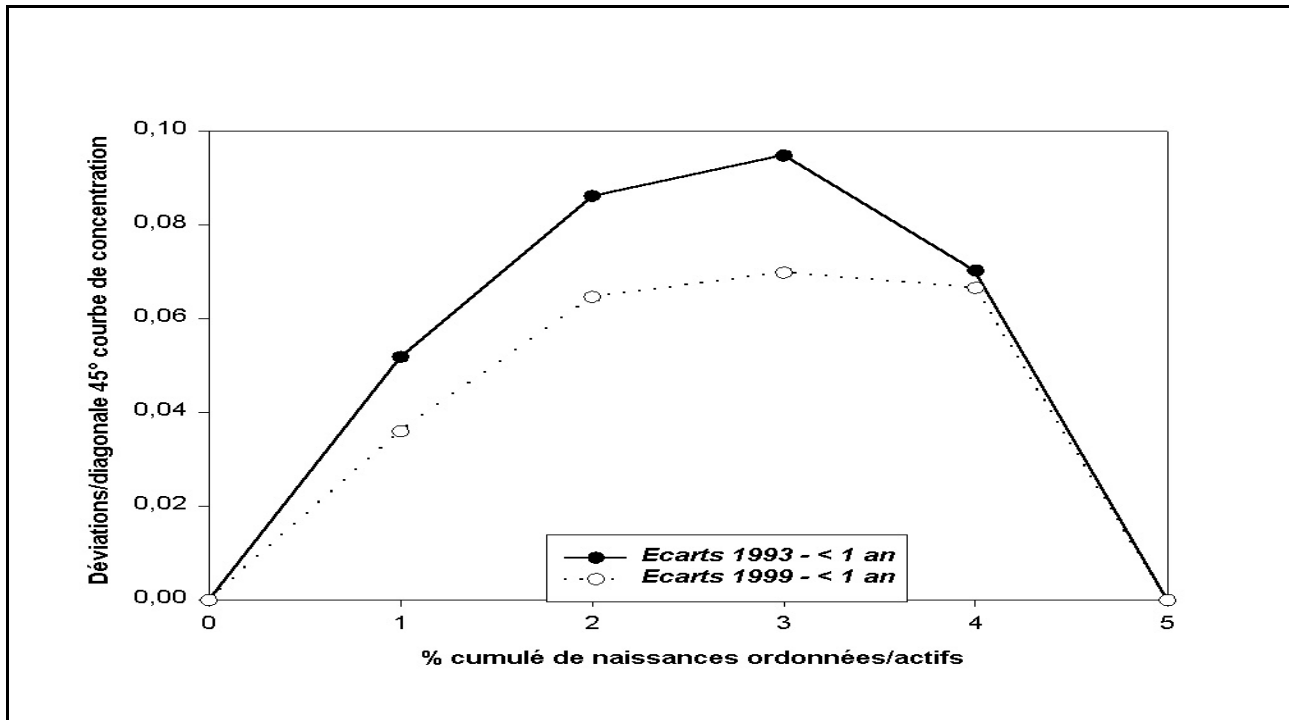


Figure 4 : Dominance : courbes des déviations par rapport à la ligne à 45° pour la mortalité infantile – Burkina Faso 1992-93 & 1998-99

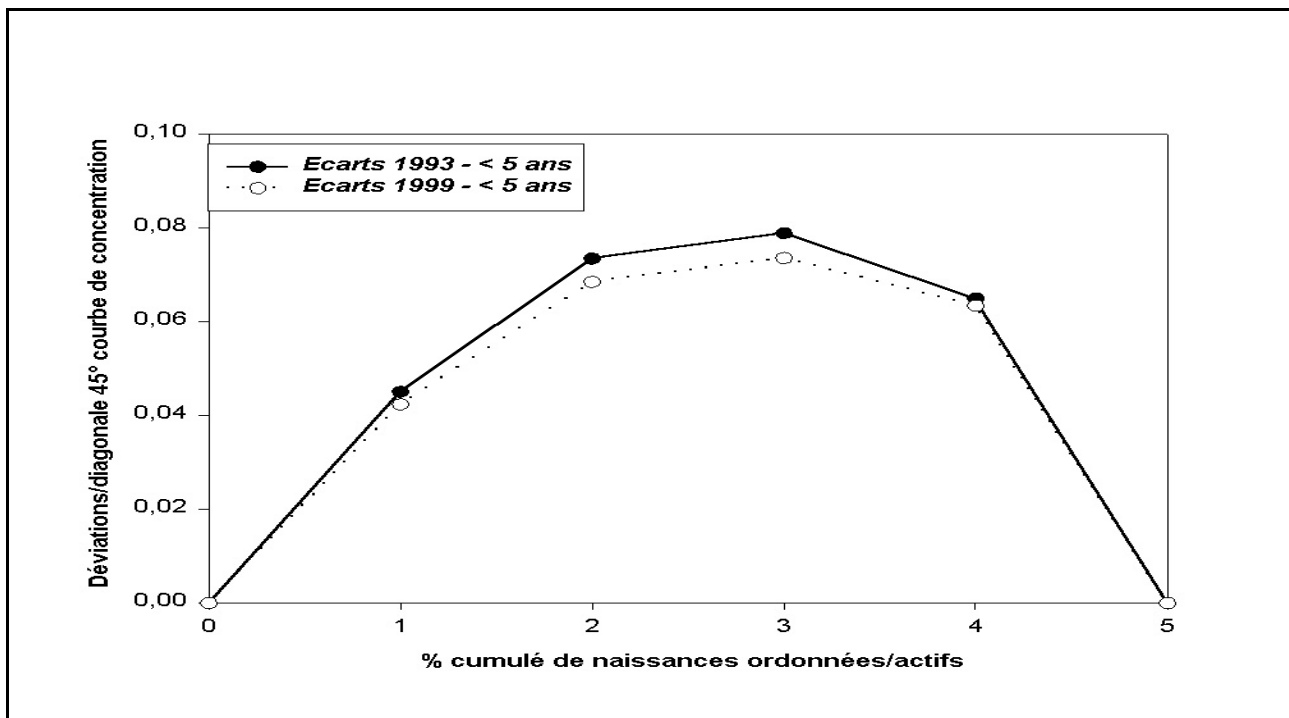


Figure 5 : Dominance : courbes des déviations par rapport à la ligne à 45° pour la mortalité infanto-juvénile – Burkina Faso 1992-93 & 1998-99

la mortalité infantile a très légèrement décliné au cours des années 1990. Toutefois, cette appréciation doit être relativisée par le fait que la statistique η n'est pas significative. Cela signifie que l'hypothèse nulle des différences des indices de concentration des deux échantillons inhérents aux différentes années statistiquement non significatives ne peut être rejetée. Une appréciation quasi-identique peut être avancée en ce qui concerne la mortalité infanto-juvénile, les indices de concentration étant passés de -0,249 en 1992-93 à -0,242 en 1999-98 - les valeurs du t sont, respectivement, de -1,972 et de -1,851³⁴. De même, la statistique η n'est pas significative.

³⁴ Significatif à 10 pour cent.

On remarquera également que les indices de concentration ont des valeurs relativement proches, quel que soit le type de mortalité pris en compte. En d'autres termes, comme le laissait augurer la configuration des courbes de concentration, au Burkina Faso, l'inégalité de la mortalité infanto-juvénile n'est pas plus accentuée que l'inégalité de la mortalité infantile, une situation qui contraste avec certains résultats avancés pour d'autres pays en développement³⁵.

En quatrième lieu, les tendances quant à l'inégalité de la mortalité des enfants qui ont été mises en évidence doivent être replacées dans le contexte de l'évolution de la pauvreté précédemment appréhendée. A cet égard, il faut rappeler que, pour le sous échantillon des ménages où vivent des femmes ayant eu des enfants, la pauvreté a, *dans l'ensemble*, légèrement *diminué* entre 1992-93 et 1998-99, la hausse des écarts de pauvreté ayant été plus que proportionnellement contrebalancée par la baisse du ratio de pauvreté. Par conséquent, la baisse – faible – de l'inégalité de la mortalité des enfants qui a été constatée au cours de la même période est, a priori, cohérente avec l'évolution de la pauvreté. En effet, dans le contexte de la présente étude, cela pourrait signifier que, pour l'ensemble des ménages burkinabè où résident des femmes ayant eu des enfants, au cours des années 1990, l'accroissement de leur niveau de vie par rapport aux actifs – indicateur de bien-être à long terme – a permis un meilleur accès à la santé en termes de mortalité des enfants. Un tel résultat appelle immédiatement deux commentaires. D'une part, le faible laps de temps qui s'est écoulé entre les deux EDS – 6 années – ne permet de mettre en évidence que des tendances. Rappelons que les statistiques η , quant aux différentiels des taux de mortalité et des indices de concentration entre 1992-93 et 1998-99, ne sont pas statistiquement significatives – tableaux 3³⁶. D'autre part, la pauvreté a été appréhendée à l'aide d'un indicateur de bien-être de long terme, concernant certains actifs des ménages. Dans ces conditions, l'existence d'une relation directe entre la réduction de la pauvreté et le déclin des taux de mortalité des enfants est probablement plus stable que lorsqu'un indicateur de court terme de privation monétaire des ménages est pris en compte.

3. Décomposition des variations spatiales de l'inégalité de la mortalité des enfants

La décomposition spatiale de l'inégalité de la mortalité des enfants permet de spécifier davantage les éléments d'analyse précédents. A cet égard, plusieurs commentaires peuvent être présentés.

Premièrement, les taux de mortalité des enfants varient considérablement selon les régions et le milieu – tableau 4. Ainsi, en 1998-99, le taux de mortalité infantile était environ deux fois plus élevé dans la plupart des régions rurales, comparativement à la capitale – 82,2 pour mille à Ouagadougou, contre plus de 160 pour mille dans les régions de l'Est, de l'Ouest et du Centre-Sud. En fait, seule la région du Nord affiche le taux de mortalité infantile rurale le plus faible : 133,1 pour mille, soit environ 60 pour cent plus élevé que celui de Ouagadougou. La prise en considération de la mortalité infanto-juvénile conduit à des observations comparables, bien que les écarts entre la capitale et le milieu rural soient légèrement moins prononcés que pour la mortalité infantile. Par exemple, en 1998-99, le taux de mortalité infanto-juvénile était de 128,3 pour mille à Ouagadougou, et de 238,3 pour la région de l'Est, soit un écart de près de 86 pour cent.

Deuxièmement, l'évolution des taux de mortalité des enfants au cours des années 1990 met également en évidence d'importantes disparités. A cet égard, le tableau 4 permet de distinguer trois groupes de zones. Tout d'abord, dans la capitale et la région rurale du Nord – et les petites villes, dans une moindre mesure –, les taux de mortalité ont sensiblement diminué entre 1992-93 et 1998-99 : environ 21-22 et 10-15 pour cent, respectivement, pour la mortalité infantile et infanto-juvénile. Ensuite, dans les régions rurales de l'Est et de l'Ouest, les taux de mortalité des enfants ont quasiment stagné au cours des années 1990. Enfin, la mortalité des enfants, notamment infanto-juvénile, a eu tendance à augmenter dans la région du Centre-Sud.

Troisièmement, le tableau 5 montre que l'évolution de l'*inégalité* de la mortalité des enfants, appréhendée par l'indice de concentration, n'est pas nécessairement reliée à la dynamique du *niveau* de la mortalité des enfants, précédemment mise en évidence. Certes, cette observation doit être relativisée par le fait que les erreurs types sont seulement significatives pour la capitale, et que la statistique η n'est significative dans aucun cas. Quoiqu'il en soit, l'analyse révèle que l'inégalité de la mortalité infantile et infanto-juvénile a eu

³⁵ Wagstaff[2000] indique que, pour 10 pays en développement, les indices de concentration sont plus élevés pour la mortalité infanto-juvénile que pour la mortalité infantile. En fait, pour les deux pays d'Afrique – Côte d'Ivoire et Ghana –, les valeurs sont très proches – par exemple, -0,095 et -0,096 en Côte d'Ivoire, respectivement, pour la mortalité infantile et infanto-juvénile –, et les t ne sont pas significatifs en ce qui concerne la mortalité infantile.

³⁶ Tableau 1 de Lachaud [2001b] pour les taux de mortalité.

Tableau 4 : Taux de mortalité des enfants selon les régions et milieux¹ – Burkina Faso 1992-93 et 1998-99

Paramètre	EDS 1992-93		Nombre de femmes (pondéré) ²	EDS 1998-99		Nombre de femmes (pondéré) ²
	Mortalité infantile < 1 an (‰)	Mortalité infanto-juvénile < 5 an (‰)		Mortalité infantile < 1 an (‰)	Mortalité infanto-juvénile < 5 an (‰)	
Ouagadougou	105,1	151,9	363	82,2	128,1	244
Autres villes	98,2	150,4	257	91,8	142,1	253
Rural Nord	171,6	234,0	596	133,1	212,1	504
Rural Est	163,8	234,5	711	160,2	238,3	1069
Rural Ouest	156,9	213,8	760	161,2	208,3	731
Rural Centre-Sud	160,9	220,1	970	165,6	233,3	1047
Ensemble	152,4	212,2	3658	148,9	214,5	3847

(1) Voir le texte pour la stratification des ménages ; (2) Les taux de mortalité sont déterminés par femme.

Source : A partir des bases de données des enquêtes EDS 1992-93 et 1998-99 – pondération normalisée.

Tableau 5 : Indices de concentration, erreurs types, valeurs du t et statistique η relatives aux différences des indices de concentration entre les deux enquêtes selon les régions et milieux – Burkina Faso 1992-93 et 1998-99

Année	EDS 1992-93		EDS 1998-99	
	Mortalité infantile < 1 an (‰)	Mortalité infanto-juvénile < 5 an (‰)	Mortalité infantile < 1 an (‰)	Mortalité infanto-juvénile < 5 an (‰)
Ouagadougou				
Indice de concentration C ¹	-0,195	-0,197	-0,201	-0,202
Erreur type C ¹	0,112	0,114	0,098	0,101
Statistique t	-1,740**	-1,723**	-2,041*	-1,986*
Statistique η^2 - 1999-98/1992-93 ³	-	-	-0,037	-0,032
Autres villes				
Indice de concentration C ¹	-0,143	-0,159	-0,144	-0,162
Erreur type C ¹	0,136	0,124	0,128	0,125
Statistique t	-1,056	-1,281	-1,127	-1,297
Statistique η^2 - 1999-98/1992-93 ³	-	-	-0,007	-0,019
Rural Nord				
Indice de concentration C ¹	-0,167	-0,164	-0,167	-0,163
Erreur type C ¹	0,119	0,119	0,118	0,122
Statistique t	-1,407	-1,380	-1,409	-1,334
Statistique η^2 - 1999-98/1992-93 ³	-	-	0,005	0,006
Rural Est				
Indice de concentration C ¹	-0,143	-0,141	-0,145	-0,149
Erreur type C ¹	0,130	0,126	0,147	0,127
Statistique t	-1,101	-1,125	-0,130	-1,162
Statistique η^2 - 1999-98/1992-93 ³	-	-	-0,009	-0,039
Rural Ouest				
Indice de concentration C ¹	-0,177	-0,176	-0,120	-0,125
Erreur type C ¹	0,114	0,114	0,141	0,136
Statistique t	-1,545	-1,541	-0,848	-0,914
Statistique η^2 - 1999-98/1992-93 ³	-	-	0,310	0,299
Rural Centre-Sud				
Indice de concentration C ¹	-0,170	-0,161	-0,149	-0,152
Erreur type C ¹	0,118	0,121	0,131	0,126
Statistique t	-1,430	-1,331	-1,137	-1,206
Statistique η^2 - 1999-98/1992-93 ³	-	-	0,120	0,054

(1) Voir le texte pour la détermination de l'indice de concentration et de l'erreur type ; le t est le rapport entre l'indice de concentration et l'erreur type;

(2) $\eta = (C_{99} - C_{93}) / \sqrt{(1/C_{99} + 1/C_{93}) / n}$, où n=nombre de strates de l'échantillon ; (3) Une (*) signifie que les écarts d'indices de concentration sont significatifs à 5 pour cent ; (**) indiquent un seuil de signification de 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes EDS 1992-93 et 1998-99 – pondération normalisée.

tendance à stagner dans trois zones – petites villes, et régions rurales du Nord et de l'Est – et à baisser dans deux autres – zones rurales de l'Ouest et du Centre-Sud. Par contre, la mortalité des enfants a eu tendance à croître dans la capitale, les indices de concentration – statistiquement significatifs – étant passés entre 1992-93 et 1998-99 de -0,195 à -0,201 et de -0,197 à -0,202, respectivement, pour la mortalité infantile et infanto-juvénile. Ainsi, dans la capitale, la réduction du niveau de la mortalité des enfants s'est accompagnée d'une augmentation de l'inégalité de la mortalité³⁷.

³⁷ On rappelle toutefois que la statistique η n'est pas significative.

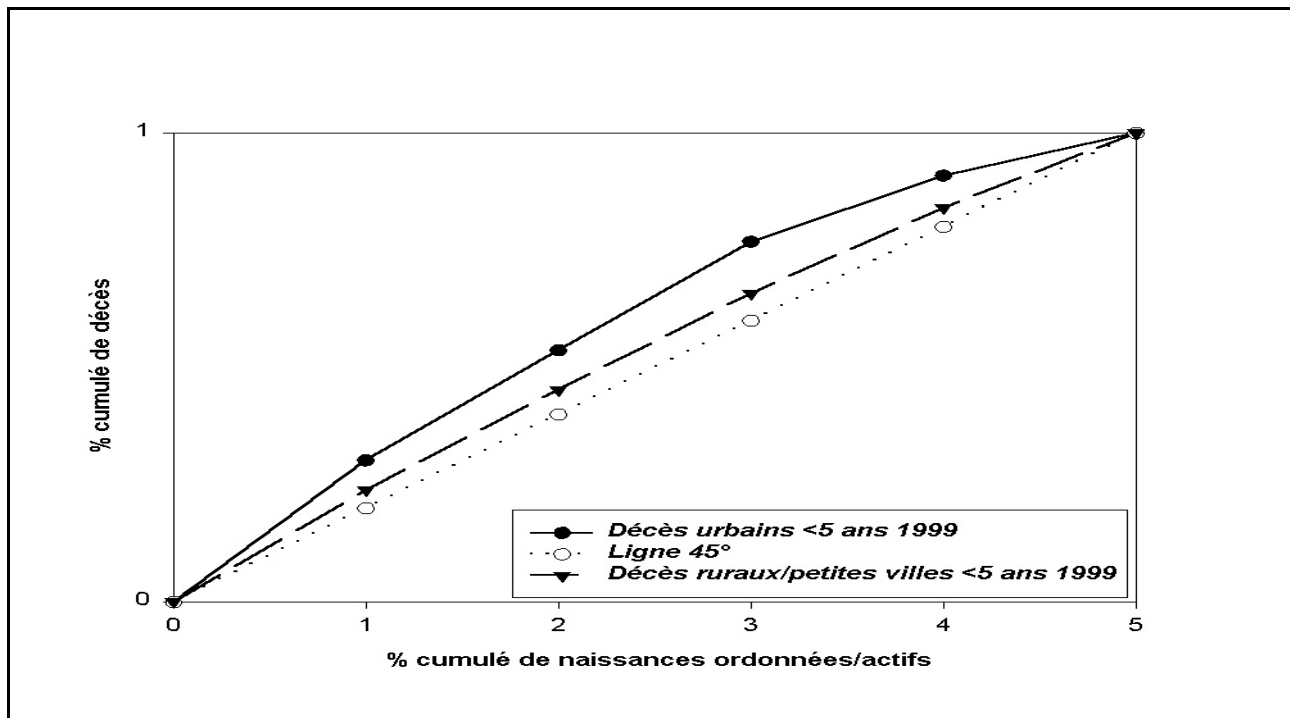


Figure 6 : Courbes de concentration de la mortalité infanto-juvénile selon le milieu – Burkina Faso 1998-99

Un tel résultat appelle deux commentaires. En premier lieu, la comparaison des tableaux 1 et 5 montre que l'inégalité de la mortalité infantile et infanto-juvénile des enfants a augmenté dans les zones où la pauvreté s'était accrue, en l'occurrence dans la capitale. Or, dans toutes les autres zones où le ratio et/ou l'intensité de la pauvreté des ménages – englobant des femmes ayant eu des enfants – ont baissé, l'inégalité de la mortalité a eu tendance à stagner ou à décliner. Par conséquent, il semblerait qu'une relation étroite prévale entre les dynamiques de pauvreté en termes d'actifs et des capacités, l'accès à la santé dans le cas présent. A cet égard, le tableau A3, en annexe, affichant la dynamique de la privation *monétaire*, fondée sur les enquêtes prioritaires de 1994-95 et 1998, renforce cette argumentation, malgré l'existence d'une stratification régionale différente. En effet, il apparaît que la pauvreté monétaire a fortement augmenté dans la capitale, précisément là où l'inégalité de la mortalité des enfants s'est accrue. En revanche, elle a, par exemple, diminué dans le Centre-Ouest – tableau A3 –, une zone rurale où l'indice de concentration a également décliné – tableau 5, rural Ouest et Centre-Sud.

En deuxième lieu, le tableau 5 montre que l'inégalité de la mortalité a eu tendance à augmenter dans les zones où précisément l'inégalité était déjà relativement élevée. En effet, c'est dans la capitale burkinabè que l'inégalité de la mortalité est la plus forte, les indices de concentration pour la mortalité infantile et infanto-juvénile étant de l'ordre de -0,200, contre -0,150–0,170 dans le reste du pays. La figure 6 illustre cette situation pour la mortalité infanto-juvénile en 1998-99. Ajoutons que, tout comme au niveau national, les disparités de mortalité juvénile et infanto-juvénile sont tout à fait comparables, quelles que soient les zones prises en compte.

4. Conclusion

Fondée sur les informations relatives aux deux enquêtes démographiques et de santé du Burkina Faso de 1992-93 et 1998-99, la présente recherche a tenté de préciser l'ampleur et l'évolution de l'inégalité de la mortalité des enfants, ainsi que les relations qui prévalent entre cette dernière et la pauvreté. Plusieurs conclusions en résultent.

Premièrement, l'étude met en évidence une relation inverse entre le niveau de vie des ménages, appréhendé en termes d'actifs, et la mortalité des enfants, bien que le différentiel de mortalité infantile soit le plus sensible aux écarts de bien-être des ménages. Ce résultat, confirmé l'analyse économétrique, est spécifié à l'aide des courbes et des indices de concentration, indiquant qu'une inégalité de la mortalité infantile et infanto-juvénile «pro-riches» prévaut au Burkina Faso, comme dans maints pays en développement. En d'autres termes, quel que soient le type de mortalité et l'année considérés, la mortalité des enfants est plus élevée dans les ménages pauvres que dans les ménages riches. Par ailleurs, les inégalités en termes de mortalité juvénile et infanto-juvénile sont relativement proches.

Deuxièmement, entre 1992-93 et 1998-99, l'évolution des valeurs des indices de concentration – statistiquement significatifs –, suggère que l'inégalité de la mortalité infantile et infanto-juvénile a légèrement décliné. Ce résultat est, a priori, cohérent avec le fait que, pour le sous échantillon des ménages où vivent des femmes ayant eu des enfants, la pauvreté a, dans l'ensemble, légèrement *diminué* entre 1992-93 et 1998-99, la hausse des écarts de pauvreté ayant été plus que proportionnellement contrebalancée par la baisse du ratio de pauvreté. Par conséquent, il se pourrait qu'au cours des années 1990, l'accroissement du niveau de vie par rapport aux actifs – indicateur de bien-être à long terme – ait permis un meilleur accès à la santé en termes de mortalité des enfants.

Troisièmement, les taux de mortalité des enfants varient considérablement selon les régions et le milieu. Par exemple, en 1998-99, les taux de mortalité infantile et infanto-juvénile étaient environ deux fois plus élevés dans la plupart des régions rurales – sauf le Nord –, comparativement à la capitale. En outre, on observe des disparités d'évolution des taux de mortalité des enfants au cours des années 1990 : (i) diminution dans la capitale et la région rurale du Nord – et les petites villes, dans une moindre mesure ; (ii) quasi-stagnation dans les régions rurales de l'Est et de l'Ouest ; (iii) faible augmentation dans la région du Centre-Sud. Néanmoins, l'analyse révèle que l'évolution de l'*inégalité* de la mortalité des enfants, appréhendée par l'indice de concentration, n'est pas nécessairement reliée à la dynamique du *niveau* de la mortalité des enfants. Ainsi, dans la capitale, la réduction du *niveau* de la mortalité des enfants s'est accompagnée d'une augmentation de l'inégalité de la mortalité.

Quatrièmement, en fait, l'inégalité de la mortalité infantile et infanto-juvénile des enfants a augmenté dans les zones où la pauvreté s'est accrue, en l'occurrence dans la capitale. Or, dans toutes les autres zones où le ratio et/ou l'intensité de la pauvreté des ménages ont baissé, l'inégalité de la mortalité a eu tendance à stagner ou à décliner. Dans ces conditions, il semblerait qu'une relation étroite prévale entre les dynamiques de pauvreté en termes d'actifs et des capacités – l'accès à la santé dans le cas présent –, une assertion confirmée par l'appréhension de la dynamique de la privation *monétaire*, fondée sur les enquêtes prioritaires de 1994-95 et 1998. Par ailleurs, l'inégalité de la mortalité a eu tendance à augmenter dans les zones où précisément l'inégalité était déjà relativement élevée, en particulier la capitale.

Références bibliographiques

Banque mondiale 2001. *World development indicators 2001*, Washington, Banque mondiale.

Brockerhoff M., Hewett, P. 2000. «Inequality of child mortality among ethnic groups in Sub-Saharan Africa», *Bulletin of the World Health Organization*, vol. 78, n°1, 30-41.

Cowell, F.A. 1989. «Sampling variance and decomposable inequality measures», *Journal of econometrics*, vol. 42, 27-41.

Filmer, D., Pritchett, L. 1999. *The effect of household wealth on educational attainment around the world: demographic and health survey evidence*, Washington, mimeo, Banque mondiale.

Gwatkin, D.R. 2000. «Health inequalities and the health of the poor: What do we know? What can we do?», *Bulletin of the World Health Organization*, vol. 78, n°1, 3-18.

Gwatkin, D. R., Rustein, S., Johnson, K., Oande, R., Wagstaff, A. 2000. *Socio-economic differences in health, nutrition, and population in Comoros*, Washington, mimeo, Banque mondiale.

Institut national de la statistique et de la démographie 1994, *Enquête démographique et de santé 1993*, Ouagadougou, Burkina Faso.

–. 2000, *Rapport sur l'enquête démographique et de santé 1998-1999*, Ouagadougou, Burkina Faso.

Kakwani, N., Wagstaff, A., van Doorslaer, E. 1997. «Socioeconomic inequalities in health: measurement, computation, and statistical inference», *Journal of econometrics*, vol. 77, 87-103.

Lachaud, J.-P. 2001a. *Bien-être des ménages et pauvreté au Burkina Faso. Dépenses versus actifs : choix pragmatique ou conceptuel?*, Bordeaux, document de travail n°56, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

–. 2001b. *Les déterminants de l'évolution de la survie des enfants et la pauvreté au Burkina Faso : une approche micro-économétrique*, Bordeaux, document de travail n°60, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

–. 2001c. *La dynamique de pauvreté au Burkina Faso : éléments d'analyse*, Ouagadougou, Programme des nations unies pour le développement.

Organisation mondiale de la santé 1999. *The world health report 1999: making a difference*, Genève, Organisation mondiale de la santé.

Sahn, D.E., Stifel, D.C. 2000. «Poverty comparisons over time and across countries in Africa», *World development*, vol. 28, n°12, pp. 2123-55.

Sen, A. 1998. «Mortality as an indicator of success or failure», *Economic journal*, vol. 108. 1-25.

Wagstaff, A. 2000. «Socioeconomic inequalities in child mortality: comparisons across nine developing countries», *Bulletin of the World Health Organization*, vol. 78, n°1, 19-29.

Wagstaff, A., Paci, P., van Doorslaer, E. 1991. «On the measurement of inequalities in health», *Social science and medicine*, vol. 33, n°5, 545-547.

Annexes

Tableau A1 : Statistiques descriptives relatives aux actifs des ménages englobant les femmes ayant eu des enfants – Burkina Faso 1992-93 & 1998-99

Année	EDS 1992-93		Actifs	EDS 1998-99	
	Ensemble des ménages Moyenne	Ménages de femmes ayant eu des enfants ⁴ Moyenne		Ensemble des ménages Moyenne	Ménages de femmes ayant eu des enfants ⁴ Moyenne
Personnes/pièce ¹			Personnes/pièce ¹		
≤ 1,35	0,147	0,033	≤ 1,35	0,133	0,033
1,36-1,90	0,131	0,106	1,36-1,90	0,135	0,109
1,91-2,40	0,242	0,212	1,91-2,40	0,246	0,223
2,41-3,09	0,261	0,307	2,41-3,09	0,266	0,317
≥ 3,10	0,219	0,342	≥ 3,10	0,220	0,318
Matériau du sol ¹			Matériau du sol ¹		
Terre battue/sable/autre	0,556	0,575	Terre battue/sable/autre	0,640	0,695
Ciment	0,429	0,409	Ciment	0,341	0,293
Carreau/vinyle/moquette	0,015	0,015	Carreau/vinyle/moquette	0,019	0,012
Type d'aisance ¹			Type d'aisance ¹		
Aucune facilité	0,555	0,574	Aucune facilité	0,679	0,743
Latrines simples/ventilées	0,426	0,408	Latrines simples/ventilées	0,310	0,250
Toilettes personnelles/communes	0,019	0,018	Toilettes personnelles/communes	0,012	0,007
Eau potable ¹			Eau potable saison sèche ¹		
Eau de surface/autre	0,041	0,041	Eau de surface/autre	0,044	0,068
Vendeur d'eau	0,035	0,023	Vendeur d'eau	0,017	0,011
Puits public	0,534	0,554	Puits/forage	0,323	0,344
Puits/logement	0,091	0,098	Puits public	0,353	0,367
Robinet public	0,188	0,179	Puits/logement	0,052	0,051
Robinet logement	0,111	0,104	Robinet public	0,143	0,113
-	-	-	Robinet logement	0,068	0,046
-	-	-	Eau potable saison humide ¹		
-	-	-	Eau de surface/autre	0,148	0,187
-	-	-	Vendeur d'eau/bouteilles	0,017	0,011
-	-	-	Puits/forage	0,263	0,276
-	-	-	Puits public	0,310	0,318
-	-	-	Puits/logement	0,054	0,054
-	-	-	Robinet public	0,139	0,108
-	-	-	Robinet logement	0,069	0,046
Electricité ²	0,127	0,120	Electricité ²	0,108	0,077
Radio ²	0,542	0,574	Radio ²	0,608	0,619
Télévision ²	0,098	0,102	Télévision ²	0,100	0,085
Téléphone ²	-	-	Téléphone ²	0,028	0,023
Réfrigérateur ²	0,055	0,057	Réfrigérateur ²	0,049	0,039
Bicyclette ²	0,618	0,714	Bicyclette ²	0,747	0,812
Mobylette ²	0,339	0,388	Mobylette ²	0,267	0,301
Automobile ²	0,037	0,040	Automobile ²	0,029	0,029
Réchaud/cuisinière ²	-	-	Réchaud/cuisinière ²	0,110	0,071
Filtre à eau ²	-	-	Filtre à eau ²	0,203	0,218
N pondéré – ménages	5143	3658	N pondéré – ménages	4812	3847

(1) Variables exprimant un classement ordinal par ordre *décroissant* – lorsque l'on se déplace vers le bas – de précarité. Le total est égal à 100 ; (2) Existence de ces actifs – moyenne ; (3) L'EDS de 1992-93 ne fait pas la différence entre l'accès à l'eau en saison sèche et humide ; (4) Nés 5 ans avant la date de l'enquête.

Source : A partir des bases de données des enquêtes EDS 1992-93 et 1998-99 – pondération normalisée ; Lachaud [2001b].

Tableau A2 : Mesures et évolution de la pauvreté en termes d'actifs de l'ensemble des ménages selon les régions et le seuil de pauvreté¹ – Burkina Faso 1992-93 & 1998-99

Paramètre	EDS 1992-93 – FGT ²						N (pondéré)	EDS 1998-99 – FGT ²						N (pondéré)
	Incidence ($\alpha=0$)		Profondeur ($\alpha=1$)		Intensité ($\alpha=2$)			Incidence ($\alpha=0$)		Profondeur ($\alpha=1$)		Intensité ($\alpha=2$)		
	Valeur - P0	Contribution ⁴	Valeur - P1	Contribution ⁴	Valeur - P2	Contribution ⁴		Valeur - P0	Contribution ⁴	Valeur - P1	Contribution ⁴	Valeur - P2	Contribution ⁴	
Pauvreté - Z1 = 25^{ème} percentile de l'indice d'actifs de l'EDS 1992-93														
Ouagadougou	1,4	1,8	0,4	2,0	0,1	1,7	596	1,2	1,0	0,2	0,5	0,0	0,2	404
Autres villes	5,6	4,9	1,3	5,1	0,5	5,2	390	3,4	1,9	0,6	0,9	0,1	0,4	417
Rural Nord	35,1	24,0	7,4	22,4	2,7	20,6	918	29,6	20,8	10,3	21,7	5,3	22,1	723
Rural Est	34,9	24,9	8,1	25,7	3,4	26,8	958	28,3	32,9	9,7	33,7	4,9	33,9	1262
Rural Ouest	26,7	21,1	6,8	23,8	2,8	24,2	1062	22,4	19,7	7,5	19,8	3,9	20,2	949
Rural Centre Sud	25,6	23,3	5,2	21,1	2,1	21,5	2562	23,5	22,7	7,8	23,4	3,9	23,1	1058
Ensemble	24,9	100	5,6	100	2,2	100	5143	21,8	100	7,4	100	3,7	100	4812
Pauvreté - Z2 = 40^{ème} percentile de l'indice d'actifs de l'EDS 1992-93														
Ouagadougou	4,5	3,2	0,8	2,4	0,3	2,0	596	2,1	0,9	0,5	0,7	0,2	0,6	404
Autres villes	11,0	5,7	2,6	5,3	1,1	5,1	390	6,4	2,0	1,4	1,4	0,4	1,8	417
Rural Nord	55,4	22,7	14,6	22,8	5,8	22,1	918	47,7	19,2	16,1	20,5	8,3	17,7	723
Rural Est	56,4	24,1	15,2	24,9	6,5	25,7	958	49,7	33,3	16,1	34,0	7,9	36,8	1262
Rural Ouest	43,4	20,6	12,3	22,2	5,3	23,2	1062	41,7	20,9	12,7	20,1	6,2	16,9	949
Rural Centre Sud	43,6	23,7	10,8	22,5	4,3	21,9	2562	41,3	23,7	12,8	23,3	6,2	26,2	1058
Ensemble	40,93	100	10,8	100	4,5	100	5143	38,2	100	12,1	100	6	100	4812

(1) Toutes les mesures ont été multipliées par 100. Par ailleurs, afin d'éliminer les valeurs négatives des indices d'actifs, ces derniers ont été multipliés par 10 ; (2) Indices mesure de la pauvreté de la classe Foster, Greer et Thorbecke ; (3) A cause des discontinuités de l'indice de 1992-93, le 40^{ème} percentile ne peut être exactement déterminé.

Source : A partir des bases de données des enquêtes EDS 1992-93 et 1998-99 – pondération normalisée ; Lachaud [2001b].

Tableau A3 : Indicateurs de pauvreté – e = 1 – selon les régions et le milieu et statistique η^1 testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés – Burkina Faso 1994-98

Paramètres	1994-95			1998			η^1				
	FGT(0) (erreur type) ³	FGT(1) (erreur type) ³	FGT(2) (erreur type) ³	N	FGT(1) (erreur type) ³	FGT(1) (erreur type) ³	FGT(2) (erreur type) ³	N	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
Urbain											
Ouagadougou-Bobo	0,0495 (0,006)	0,0106 (0,002)	0,0037 (0,001)	1240	0,0862 (0,008)	0,0200 (0,002)	0,0071 (0,001)	1265	3,67*	3,28*	2,55*
Autres villes	0,1442 (0,017)	0,0364 (0,005)	0,0136 (0,003)	430	0,1346 (0,013)	0,0329 (0,004)	0,0121 (0,002)	650	-0,44	-0,52	-0,46
Ensemble urbain	0,0738 (0,006)	0,0172 (0,002)	0,0063 (0,001)	1669	0,1026 (0,007)	0,0244 (0,002)	0,0088 (0,001)	1915	3,05*	2,56*	1,85
Rural											
Ouest	0,3006 (0,015)	0,0852 (0,005)	0,0337 (0,003)	912	0,3360 (0,019)	0,0917 (0,006)	0,0354 (0,003)	640	1,47	0,40	0,40
Nord-Ouest	0,3984 (0,016)	0,1334 (0,007)	0,0601 (0,004)	997	0,4291 (0,019)	0,1407 (0,008)	0,0624 (0,005)	706	1,27	0,72	0,39
Sahel	0,4148 (0,021)	0,1434 (0,010)	0,0689 (0,006)	533	0,3349 (0,020)	0,0940 (0,007)	0,0372 (0,004)	558	-2,73*	-4,15*	-4,34*
Est	0,4976 (0,021)	0,1633 (0,009)	0,0708 (0,005)	583	0,3980 (0,019)	0,1017 (0,007)	0,0400 (0,004)	681	-3,56*	-5,64*	-5,06*
Sud-Ouest	0,3636 (0,023)	0,0988 (0,008)	0,0364 (0,004)	436	0,3777 (0,025)	0,1150 (0,010)	0,0481 (0,005)	385	0,42	1,32	1,85
Centre-Nord	0,3824 (0,020)	0,0905 (0,006)	0,0304 (0,003)	612	0,4195 (0,018)	0,1056 (0,006)	0,0387 (0,003)	723	1,38	1,75	2,02*
Centre-Ouest	0,4145 (0,019)	0,1399 (0,008)	0,0620 (0,004)	700	0,3836 (0,019)	0,1084 (0,007)	0,0445 (0,004)	657	-1,16	-2,98*	-3,12*
Centre	0,3996 (0,015)	0,0944 (0,005)	0,0319 (0,002)	1092	0,4236 (0,015)	0,1440 (0,007)	0,0700 (0,004)	1043	1,13	6,00*	7,71*
Nord	0,6381 (0,021)	0,2214 (0,010)	0,1029 (0,006)	543	0,5499 (0,023)	0,1717 (0,010)	0,0745 (0,005)	477	-2,87*	-3,57*	-3,41*
Centre-Est	0,3805 (0,021)	0,0982 (0,007)	0,0364 (0,003)	531	0,5014 (0,019)	0,1505 (0,007)	0,0610 (0,004)	693	4,26*	5,09*	4,67*
Ensemble rural	0,4109 (0,006)	0,1231 (0,002)	0,0515 (0,001)	6939	0,4157 (0,006)	0,1231 (0,002)	0,0520 (0,001)	6563	0,57	0,00	0,27
η^1 rural-urbain	38,71*	35,63*	28,96*	-	33,94*	31,37*	25,67*	-	-	-	-
Ensemble : e = 1	0,3455 (0,005)	0,1026 (0,002)	0,0427 (0,001)	8608	0,3450 (0,005)	0,1008 (0,002)	0,0422 (0,001)	8478	-0,07	-0,66	-0,33
Ensemble : EQ1	0,3880 (0,005)	0,1170 (0,002)	0,0490 (0,000)	8608	0,4300 (0,005)	0,1150 (0,002)	0,0460 (0,000)	8478	5,59*	-0,71	-8,40*

(1) Kakwani [1990]. Une (*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5%.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 1998 - pondération normalisée. Lachaud [2001c].

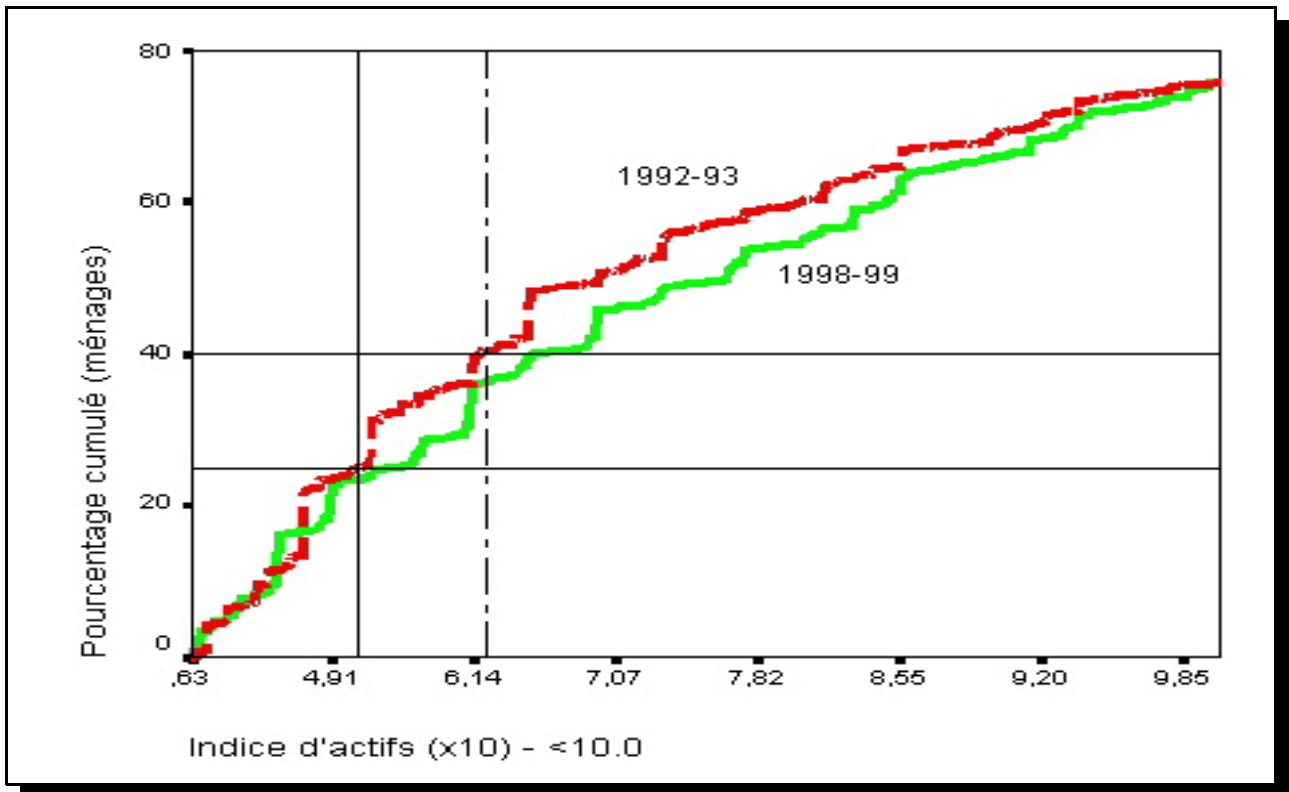


Figure A1 : Courbes d'incidence de pauvreté du sous-groupe des ménages englobant des femmes ayant eu des enfants : test de dominance de premier ordre 1992-93 & 1998-99 – Burkina Faso