

Les déterminants de l'évolution de la survie des enfants et la pauvreté au Burkina Faso : une approche micro-économétrique

par

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

Résumé :

Fondée sur les enquêtes démographiques et de santé du Burkina Faso de 1992-93 et 1998-99, la présente recherche a pour principal objectif d'explicitier les facteurs de la *dynamique des taux de survie des enfant* au cours de cette période, et les relations qui prévalent entre cette dernière et la pauvreté. Elle permet de présenter trois conclusions. En premier lieu, au Burkina Faso, malgré la croissance économique soutenue des années 1990, le maintien d'un modèle de mortalité élevée est probablement en relation avec la persistance de la pauvreté. En deuxième lieu, l'estimation économétrique des déterminants de la survie infanto-juvénile et juvénile suggère plusieurs éléments, relativement communs aux deux périodes des EDS : (i) niveau de vie des ménages en termes d'actifs; (ii) éducation des parents, notamment de la mère ; (iii) localisation géographique des ménages ; (iv) facteurs communautaires, par exemple, l'accouchement assisté par du personnel de santé qualifié ; (v) éléments inhérents aux caractéristiques de la mère et des naissances : âge des mères lors de la naissance, intervalle intergénésiq, naissances multiples et rang de la naissance. En troisième lieu, la décomposition de la variation – faible – des taux de survie des enfants au cours de la période induit deux enseignements. D'une part, l'évolution des taux de survie des enfants entre les deux dates s'explique principalement par la variation des coefficients – décrivant une combinaison des comportements et de l'environnement – à échantillons constants –, comparativement à une modification de la configuration des échantillons – structure de la population – à coefficients constants. D'autre part, l'analyse met en évidence plusieurs paramètres à l'origine des *changements* les plus importants en termes de survie : (i) variation des coefficients relatifs à la pauvreté ; (ii) éléments inhérents aux caractéristiques des naissances : rang des naissances, intervalle intergénésiq et variables communautaires. Dans ces conditions, réduire la mortalité des enfants – beaucoup plus élevée dans ce pays que la moyenne de l'Afrique subsaharienne –, exige de renforcer les politiques de lutte contre la pauvreté, et de promouvoir un meilleur accès des femmes à l'instruction et aux services sociaux de base, un défi particulièrement difficile à relever, compte tenu des multiples contraintes qui prévalent.

Abstract : *Determinants of the evolution of child survival and poverty in Burkina Faso : a micro-econometric approach*

Based on the demographic and health surveys of Burkina Faso of 1992-93 and 1998-99, present study has for principal objective to clarify the factors of the *dynamics of the rates of child survival* during this period, and the relations which prevail between the latter and poverty. It arrives to three conclusions. Firstly, in Burkina Faso, in spite of the steady economic growth of the 1990s, the maintenance of a model of high mortality is probably in relation with the persistence of poverty. Secondly, the econometric estimate of the determinants of infant and child survival suggests several elements, relatively commun in the two periods of the DHS: (i) standard of living of the households in terms of assets; (ii) education of the parents, in particular of the mother; (iii) geographical localization of the households; (iv) community factors, for example, the childbirth assisted by qualified persons; (v) characteristics of the mother and the births: age of the mothers during the birth, interval intergenesic, births multiple and rank of the birth. Thirdly, the decomposition of the variation – weak – rates of child survival during the period induces two lessons. On the one hand, the evolution of the rates of child survival between the two dates is explained mainly by the variation of the coefficients – describing a combination of the behaviors and environment – with samples constant –, compared to a modification of the configuration of the samples – structure of the population - with constant coefficients. In addition, the analysis highlights several parameters at the origin of the most significant *changes* in terms of survival: (i) variation of the coefficients related to poverty; (ii) characteristics of the births: rank of the births, interval intergenesic and community variables. In these conditions, to reduce the child mortality – much higher in this country than the average of sub-Saharan Africa –, requires to strengthen the policies attacking poverty, and to promote a better access of the women to the education and the basic social services, a challenge particularly difficult to take up, considering the multiple constraints which prevail.

Mots-clés : Survie des enfants ; mortalité des enfants ; pauvreté ; dynamique de pauvreté.

JEL classification : I12, I31, I32

Sommaire

1.	Introduction	1
2.	Le contexte : forte mortalité des enfants et persistance de la pauvreté	1
3.	Concepts et méthodes	6
	1. <i>Modélisation de la survie des enfants</i>	6
	2. <i>Sources statistiques et spécification des variables</i>	7
	3. <i>Options économétriques et décomposition des variations</i>	10
4.	Survie des enfants et pauvreté	12
	1. <i>Les déterminants de la survie des enfants</i>	12
	2. <i>Les déterminants de l'évolution de la survie des enfants</i>	16
5.	Conclusion	19
	Références bibliographiques	20
	Annexes	22

1. Introduction

L'amélioration de la santé des populations des pays les moins avancés constitue à présent une priorité fondamentale de plusieurs institutions internationales et gouvernements, dans le cadre des programmes d'aide au développement et des politiques nationales mis en oeuvre. Par exemple, l'Organisation mondiale de la santé affirme que la réduction du fardeau de la maladie est sa première priorité¹, tandis qu'un rapport récent de la Banque mondiale souligne l'urgence d'une coopération avec les pays, afin de réduire l'impact de la pauvreté sur la population en termes de santé et de nutrition, et de protéger cette dernière des effets d'appauvrissement de la maladie, de la sous-alimentation et de la fécondité élevée².

En réalité, ces orientations doivent être replacées dans ce contexte des discussions qui prévalent quant à la conceptualisation du bien-être et, par conséquent, la manière d'appréhender la pauvreté, notamment dans les pays en développement. En effet, si les divergences théoriques entre les approches du bien-être fondées sur les droits et l'utilité semblent avoir moins d'importance en fait³, la coexistence des deux «espaces» introduit une information additionnelle indispensable en termes d'évaluation de la pauvreté et de promotion du développement humain. En d'autres termes, malgré l'intérêt des mesures de la pauvreté par rapport aux biens premiers, aux ressources ou aux revenus réels, l'appréhension de l'insuffisance des facultés élémentaires nécessaires pour atteindre certains minima acceptables d'un ensemble de besoins de base demeure utile. Ce déplacement de la consommation individuelle vers le fonctionnement individuel – les consommateurs désirent les biens pour leur valeur instrumentale et non pour leur utilité directe – a été particulièrement explicité par Sen⁴.

Dans cet esprit, ce dernier indique que «la mortalité est un test de performance économique», et que «la valeur de la vie doit refléter l'importance des diverses capacités⁵ pour laquelle elles sont une condition nécessaire»⁶. Ainsi, selon Sen, la signification de l'information sur la mortalité réside dans la combinaison de trois éléments. Tout d'abord, l'importance intrinsèque que l'on accorde à la vie. Ensuite, beaucoup d'autres capacités que l'on valorise sont contingentes au fait d'être vivant⁷. Enfin, 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 importance⁸. Ajoutons que 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.

La présente étude s'inscrit dans ce contexte, et tente d'explorer l'une des dimensions non monétaires majeures du bien-être des individus : la survie des enfants. Plus spécifiquement, l'objectif de la recherche est d'appréhender, à l'aide des informations des deux enquêtes démographiques et de santé – EDS – du Burkina Faso de 1992-93 et 1998-99, les déterminants de l'évolution de la survie infantile et infanto-juvénile au cours de cette période, et les relations qui prévalent entre cette dernière et la pauvreté – en termes d'actifs des ménages. La deuxième section présente quelques éléments relatifs à l'évolution de la survie des enfants et de la pauvreté au Burkina Faso au cours des années 1990. La troisième section justifie les fondements de la modélisation, décrit les données utilisées, précise les options économétriques et expose la procédure micro-économétrique mise en oeuvre, visant à décomposer la variation des taux de survie des enfants selon les coefficients et les variables. La quatrième section explicite les facteurs de la survie infanto-juvénile et infantile pour chaque période de l'EDS, et présente le résultat de la décomposition de l'évolution des taux de survie entre les deux dates – 1992-93 et 1998-99.

¹ Organisation mondiale de la santé [1999].

² Banque mondiale [1997].

³ En d'autres termes, pour un pays donné, des évaluations de la pauvreté en termes, d'une part, de privation des capacités fonctionnelles et, d'autre part, de faiblesse des ressources, sont plus complémentaires qu'opposées. Sur ce point, voir, par exemple, pour le Burkina Faso, Lachaud [2000b].

⁴ Sen [1981], [1992]. Par ailleurs, l'approche de la pauvreté du Pnud est fondée sur cette option méthodologique – Pnud [1997], [2000].

⁵ 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.

⁶ Sen [1998].

⁷ 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.

⁸ Sen [1998].

2. Le contexte : forte mortalité des enfants et persistance de la pauvreté

Avec un produit national brut par habitant d'environ 240 dollars en 1999 – 898 dollars internationaux⁹ – le Burkina Faso est l'un des pays en développement les moins avancés. Certes, au cours des années 1990, corrélativement à la mise en oeuvre des programmes de stabilisation et d'ajustement structurel, les performances macro-économiques ont été spectaculaires, le produit national brut ayant augmenté en moyenne de 5,0 pour cent par an entre 1994 et 1999 – contre 3,0 pour cent entre 1980 et 1993¹⁰. Compte tenu de la croissance annuelle de la population – 2,4 pour cent –, la progression du produit national brut par habitant a été de 2,7 pour cent en 1999¹¹.

Malgré tout, le cheminement du développement du Burkina Faso, fortement dépendant des dotations en ressources, est handicapé par une multitude de contraintes ayant empêché la mise en oeuvre d'une stratégie d'industrialisation basée sur la substitution des importations ou l'exploitation minière : enclavement, faiblesse du marché interne, insuffisance du capital humain, inadaptation des technologies, inefficacité du contexte institutionnel et législatif, absence de gisements de minerais connus et faiblesse de la productivité dans l'agriculture – secteur qui occupe près de 80 pour cent de la population. De ce fait, le processus de transition économique du Burkina Faso demeure encore largement axé autour de trois principaux éléments : (i) courant important d'émigration vers les pays voisins permettant de contenir une croissance démographique rapide, tout en assurant au pays des ressources financières importantes ; (ii) exportations de bétail dans les pays de la région ; (iii) développement de cultures de rente – coton, arachide.

Ce contexte explique, en grande partie, le faible niveau de développement humain et la persistance de la pauvreté qui caractérisent l'ensemble du pays. Quelques éléments, spécifiques au contexte de la présente recherche, permettent de fixer les idées.

En premier lieu, le développement du Burkina Faso est associé à un fort déficit en termes de services sociaux essentiels – éducation de base, services de santé, eau potable, nutrition, hygiène et environnement sanitaire. Ainsi, l'espérance de vie à la naissance et le taux d'alphabétisation des adultes sont parmi les plus faibles en Afrique au Sud du Sahara. En 1998, l'indicateur de développement humain n'était que de 0,303, ce qui correspondait à une espérance de vie à la naissance de 44,7 ans, à un taux d'alphabétisation des adultes de 22,0 pour cent et à un taux de scolarisation, tous niveaux confondus de 22,0 pour cent¹².

S'agissant de la mortalité des enfants, celle-ci demeure toujours très élevée et a peu changé au cours de la période délimitée par les deux enquêtes démographiques et de santé – 1992-93 et 1998-99. En effet, le rapport de l'EDS 1992-93 indique 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 juvénile¹³. 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 cent¹⁴. Dans ce contexte, soulignons que si cette évolution s'inscrit dans les tendances de la mortalité des enfants en Afrique au cours des années 1990, au Burkina Faso, cette dernière demeure sensiblement plus élevée que la moyenne sur le continent¹⁵.

Dans le contexte de la présente étude, les taux de survie et de mortalité concernent les *enfants nés au moins 5 ans avant la date de l'enquête* – 1^{er} avril 1988 pour l'EDS de 1992-93 ; 1^{er} mars 1994 pour l'EDS de 1998-99. A cet égard, le tableau 1 fait apparaître une évolution des taux de mortalité qui s'inscrivent, en partie,

⁹ Banque mondiale [2001].

¹⁰ Ministère de l'économie et des finances [2000].

¹¹ Banque mondiale [2001a].

¹² Pnud [2000].

¹³ 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.

¹⁴ Institut national de la statistique et de la démographie [2000].

¹⁵ 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 [2001b].

Tableau 1 : Taux de survie infantile et infanto-juvénile effectifs et prédits selon les différents échantillons et coefficients - Burkina Faso 1992-1999⁵

Echantillon	Coefficients		Ecart 1999-1992	O ³
	1992-93 (erreur type) ²	1998-99 (erreur type) ²		
Survie infanto-juvénile <5 ans				
1992-93	0,7395 (0,032)	0,7575 (0,089)	0,0180 -	0,569 -
1998-99	0,7298 (0,111)	0,7443 (0,023)	0,0145 -	0,442 -
Ecart 1999-1992	-0,0097	-0,0132	0,0048 ¹	0,226 ¹
O ³	-0,294	-0,436	-	-
Taux de survie effectif	0,7458 ⁴ (0,004)	0,7494 ⁴ (0,003)	0,0036 -	0,722 -
N pondéré	14 621	15 830	-	-
Survie infantile <1 ans				
1992-93	0,8394 (0,030)	0,8561 (0,103)	0,0167 -	0,488 -
1998-99	0,8325 (0,127)	0,8507 (0,022)	0,0182 -	0,501 -
Ecart 1999-1992	-0,0069	-0,0054	0,0113 ¹	0,522 ¹
O ³	-0,187	-0,161	-	-
Taux de survie effectif	0,8440 ⁴	0,8552 ⁴	0,0112	-
N pondéré	13 040	13 933	-	-
<i>Pour mémoire : taux de mortalité</i>				
Infantile	0,1524	0,1489	-0,0035	-1,036
Infanto-juvénile	0,2122	0,2145	0,0023	0,243
Echantillon des femmes avec enfants	3 658	3 847	-	-

(1) Différence 1999-98/1993-92 ; (2) L'erreur type est estimée à partir de la matrice de la variance suivante : $var_{ii} = 1/n \cdot 3(M_{hi})^2 - (1/n \cdot 3M_{hi})^2 + (1/n \cdot 3M_{hi}) \cdot S_{ii} - (1/n \cdot 3M_{hi}) \cdot S_{ii}$, où : (i) $M_{hi} = M(\beta' X_{hi})$; (ii) M = fonction de distribution normale cumulative - CDF ; (iii) X_{hi} = vecteur de variables exogènes pour le ménage h ; (iv) β = vecteur des estimations par le maximum de vraisemblance du modèle Probit ; (v) n = taille de l'échantillon ; (vi) M_{hi} = gradient de M_{hi} par rapport à β , et ; (vii) S_{ii} est l'estimateur de la matrice de covariance de β à partir de la procédure Probit. Voir : Gomulka, Stern [1990]. L'erreur type est calculée par : $se_{ii} = \sqrt{var_{ii}/n} = F_{ii}/n$; (3) Une étoile (*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5 pour cent. Les valeurs de 0 pour les échantillons n_1 et n_2 et les mesures S_1^* et S_2^* de la survie sont calculées selon :

$O = (S_2^* - S_1^*) / SE(S_2^* - S_1^*)$, où l'erreur type de $(S_2^* - S_1^*)$ $SE(S_2^* - S_1^*) = \sqrt{(s_1^2 / n_1 + s_2^2 / n_2)}$. On note que $F_{ii} = se_{ii} \cdot n_i$, où se_{ii} = erreur type de l'échantillon n_i ; (4) Dans le cas des taux de survie effectifs - et des taux de mortalité -, l'erreur type asymptotique est calculée comme suit :

$F_s = \sqrt{S(1-S) / n}$ avec $S = s/n$ = taux de survie - ou de mortalité ; (5) Les taux de survie et de mortalité concernent les enfants nés au moins 5 ans avant la date de l'enquête - 1^{er} avril 1988 pour l'EDS de 1992-93 ; 1^{er} mars 1994 pour l'EDS de 1998-99.

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

dans le cadre des tendances précédentes. En effet, entre 1993 et 1999, si la mortalité infanto-juvénile s'accroît légèrement - 21,2 à 21,4 pour cent -, la mortalité infantile régresse quelque peu - 15,2 à 14,4 pour cent. De même, au cours de la cette période, les taux de survie infantile et infanto-juvénile s'accroissent, respectivement, de 1,7 - 0,839 à 0,856 - et 0,4 points - 0,746 à 0,749 - de pourcentage. En fait, les statistiques O , testant l'hypothèse nulle que les différences de mortalité ou de survie des deux échantillons inhérents aux deux périodes, sont statistiquement non significatives¹⁶. En d'autres termes, au Burkina Faso, au cours des années 1990 - entre 1992-93 et 1998-99 -, la stabilité des taux de mortalité et de survie des enfants nés au moins 5 ans avant la date

¹⁶ Voir la note 3 du tableau 1. Cette statistique suit une distribution asymptotique normale avec une moyenne nulle et une variance unitaire.

de l'enquête est plus probable que l'inverse. Malgré tout, l'objectif de la recherche est d'explicitier les déterminants de l'écart – faible – des taux de survie.

En second lieu, malgré la croissance économique des années 1990, les informations disponibles tendent à montrer une stabilisation de la pauvreté au cours de cette période ou, tout au moins, une faible évolution. Cette appréciation est fondée sur deux éléments.

Premièrement, la comparaison des indicateurs de bien-être en termes de consommation par tête, inhérents aux deux dernières enquêtes prioritaires, montre qu'entre 1994-95 et 1998 l'incidence nationale de la pauvreté – proportion de personnes pauvres – aurait augmenté de 0,8 points de pourcentage – 44,5 à 45,3 pour cent des individus –, tandis que l'écart de pauvreté aurait diminué de 0,2 points¹⁷. En fait, cette évolution serait essentiellement imputable à la situation des zones urbaines, puisque le ratio de pauvreté dans les villes aurait crû de 5 points de pourcentage au cours de la période, alors que celui des villes se serait stabilisé ou aurait légèrement décliné¹⁸.

Deuxièmement, une approche en termes d'actifs des ménages met en évidence un résultat inverse entre 1992-93 et 1998-99 : légère baisse du ratio de pauvreté, indépendamment du milieu, et faible augmentation de l'écart de pauvreté, surtout dans les campagnes. En effet, un sous-produit de la présente étude est de permettre une comparaison de la pauvreté dans le temps, en supposant que prévaut une relation étroite entre les actifs des ménages et un indicateur de niveau de vie de ces derniers, par exemple, la consommation¹⁹. En effet, si 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 EDS²⁰. En effet, cette technique permet de résumer l'information issue de l'ensemble des variables décrivant la possession des actifs des ménages par une dimension plus réduite – un indice –, en créant, à partir des données, des composantes orthogonales²¹. L'analyse en composantes principales assigne 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, à la fois pour l'ensemble des ménages et le sous-groupe de ces derniers englobant les femmes ayant eu des enfants – nés 5 ans avant la date des enquêtes²². 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 deux groupes précédemment indiqués²³. Soulignons que l'étude ne prend pas en compte la possession de terres pour trois raisons: (i) beaucoup

¹⁷ Institut national de la statistique et de la démographie [1999]. Il est important de noter que cette comparaison est fondée sur l'utilisation d'une ligne de pauvreté de 72 690 F.Cfa par tête en 1998, qui représente elle-même une actualisation de la ligne de pauvreté de 41 099 F.Cfa de 1994-95. Cette approche implique une croissance annuelle moyenne du coût du panier de base de 15,3 pour cent entre 1994 et 1998. Or, entre 1996 et 1998, le déflateur du PIB n'a augmenté que de 5,6 pour cent. Ministère de l'économie et des finances [2000]. Ajoutons que, malgré l'incertitude de la répartition des dépenses au sein des groupes, la pauvreté est exprimée en termes de ménages.

¹⁸ Malgré tout, au Burkina Faso, la pauvreté est majoritairement rurale, la contribution des campagnes à la pauvreté nationale étant de 93,9 pour cent en 1998 – 96,2 pour cent en 1994-95.

¹⁹ Cette approche a déjà été utilisée lors de la modélisation des déterminants de la mortalité des enfants aux Comores. Lachaud [2001a]. Toutefois, dans une autre étude sur le Burkina Faso, il a été montré que l'utilisation des actifs des ménages est une alternative imparfaite à l'approche monétaire de la pauvreté. Lachaud [2001b].

²⁰ Certaines études utilisent cette procédure – Filmer, Pritchett [1999], Gwatkin, Rustein, Johnson, Oande, Wagstaff [2000] –, tandis que d'autres tentent de justifier l'emploi de l'analyse factorielle – Sahn, Stifel [2000].

²¹ Intuitivement, la première composante principale est l'indice des variables sous-jacentes qui capture la plus grande partie de leur variation. Toutefois, l'explication des autres composantes n'est pas aisée.

²² 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 pour information.

²³ 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

de ménages, notamment ceux qui sont urbains, n'ont pas de terre ; (ii) la terre n'est peut-être pas exogène dans mesure où, pour certains ménages, les informations ne concernent que son utilisation ; (iii) la relation entre la terre et le niveau de vie est complexe²⁴. 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 premier²⁵. Le modèle inhérent à l'ensemble des ménages montre que 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 dimension²⁶. Les figures A1 à A4, en annexe, affichent les coordonnées factorielles, et montrent l'importance de la première dimension²⁷. Finalement, la distribution du niveau de vie des ménages en termes d'actifs a été appréhendée dans deux optiques. D'une part, pour les besoins de la modélisation des déterminants de la survie des enfants, la distribution a été divisée en quartiles, le premier pouvant être identifié aux «pauvres»²⁸. 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 multipliés par 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. Cette procédure a été mise en oeuvre pour les deux groupes : ensemble des ménages et sous-groupes des ménages englobant les femmes ayant eu des enfants 5 ans avant les dates des enquêtes.

A cet égard, les tableaux A2 et A3, en annexe, affichent les mesures et l'évolution de la pauvreté au cours de la période 1992-93–1998-99. En ce qui concerne l'ensemble des ménages – tableau A2 –, on constate que l'incidence de la pauvreté a diminué au cours de cette période, mais que l'inverse prévaut pour les écarts de pauvreté – " \$1. 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 24,9²⁹ à 21,8 pour cent, soit une diminution du ratio de pauvreté de 12,4 pour cent. En même temps, la profondeur de la pauvreté – " =1 – a augmenté de 5,6 à 7,4 pour cent, tout comme l'intensité de cette dernière – " =2. Un résultat tout à fait comparable est obtenu lorsque la ligne de pauvreté relative se réfère au 40^{ème} percentile de 1992-93, le ratio de pauvreté passant de 40,9 à 38,3 pour cent, et l'écart de pauvreté de 10,8 à 12,1 pour cent. Le tableau A3 exhibe une situation comparable pour le sous-groupe des ménages où vivent les femmes ayant eu des enfants. Mais, remarquons 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. La figure 1, affichant les courbes d'incidence de pauvreté pour l'ensemble des ménages, illustre les commentaires précédents, mais révèle, en même temps, l'absence de robustesse du test de dominance de premier ordre³⁰. Pour cette raison, la figure 2 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 *augmenté*, la hausse des écarts de pauvreté contrebalançant plus que proportionnellement la baisse du ratio de pauvreté. Un résultat similaire est obtenu lorsque le seuil de pauvreté

caractéristiques des deux groupes est à souligner.

²⁴ Dans maintes situations, ceux qui n'ont pas du tout de terre sont mieux lotis que ceux qui possèdent un petit lopin

²⁵ Voir Lachaud [2001b] pour une approche alternative.

²⁶ En ce qui concerne le 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 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.

²⁷ 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 figures A1 et A2 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.

²⁸ Voir la section 3, et la présentation des informations résultats au tableau 2, par exemple.

²⁹ On rappelle que les discontinuités dans les valeurs des indices des actifs ne permet pas d'obtenir exactement le 25^{ème} percentile.

³⁰ Une variation des lignes de pauvreté modifie l'ordre de ces dernières par rapport aux deux dates. Voir la figure A5, en annexe, pour le sous-groupe englobant les femmes ayant eu des enfants.

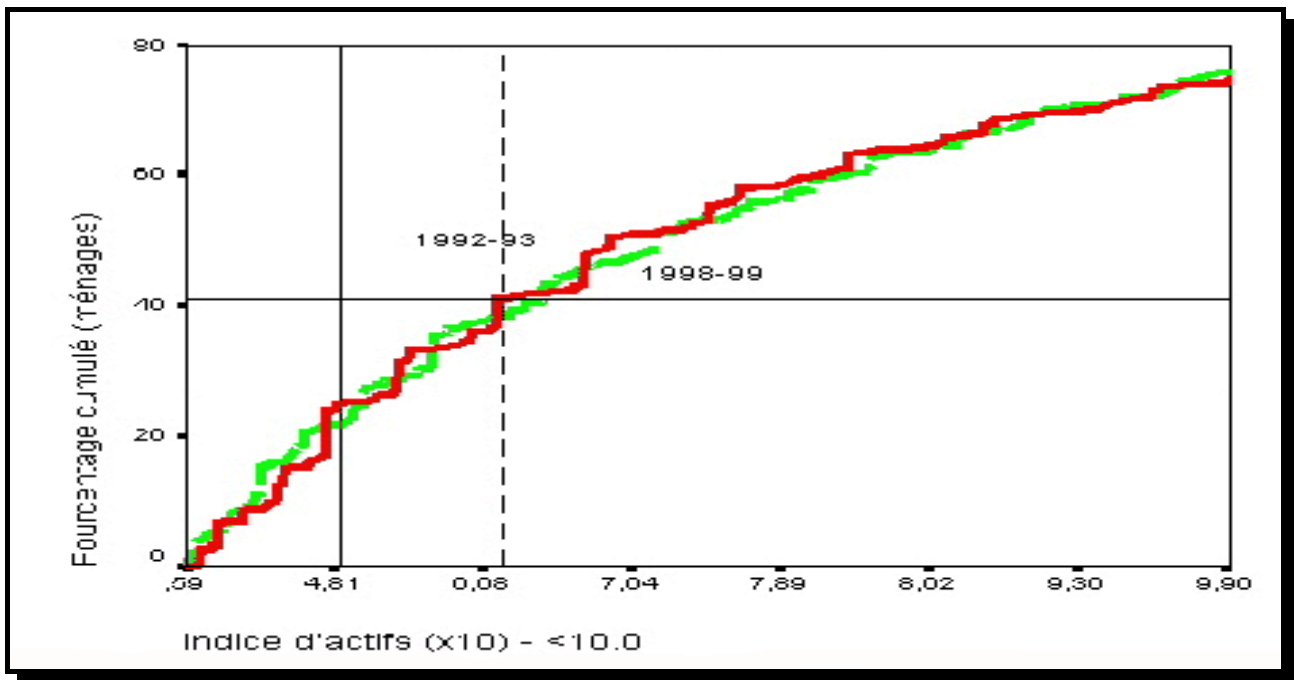


Figure 1 : Courbes d'incidence de pauvreté - en termes d'actifs - pour l'ensemble des ménages : test de dominance de premier ordre - Burkina Faso 1992-93 & 1998-99

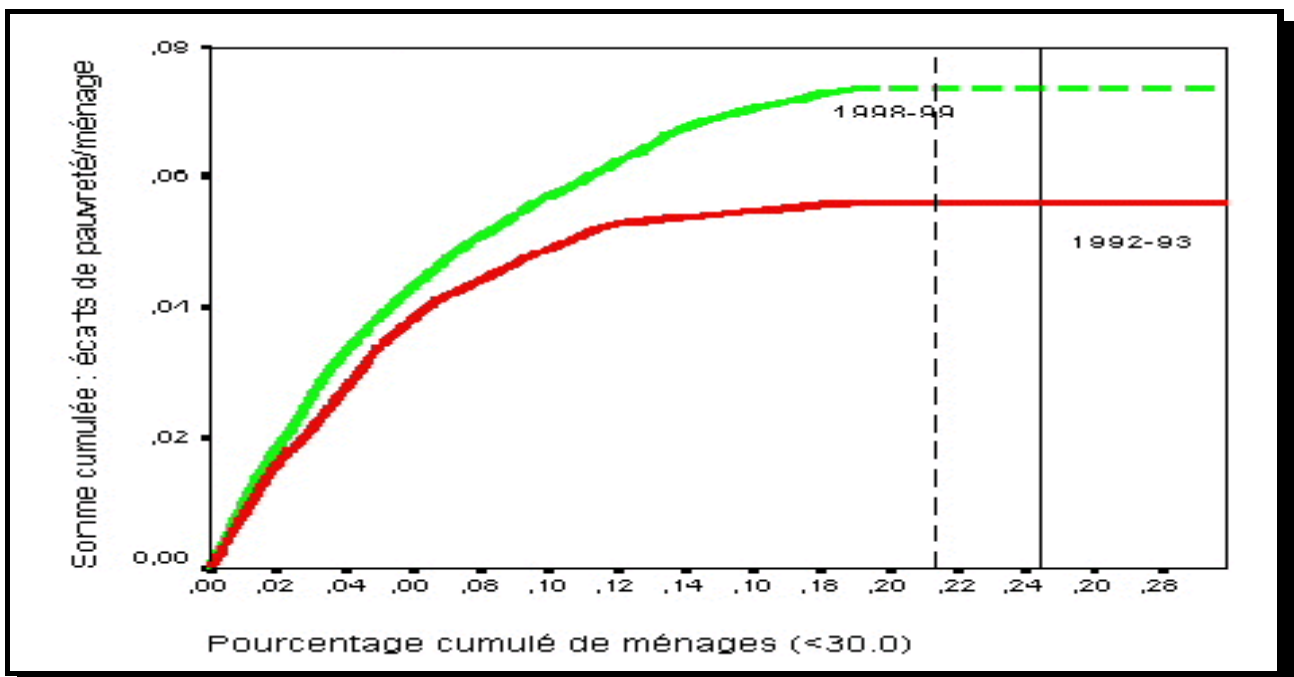


Figure 2 : Courbes TIP en termes d'actifs pour l'ensemble des ménages : test de dominance de deuxième ordre - Burkina Faso 1992-93 & 1998-99

relative du 40^{ème} percentile est pris en compte – figure non reproduite –, alors que la figure A6 en annexe, inhérente au sous-groupe des ménages comportant des femmes ayant eu des enfants, exhibe un léger déclin de la pauvreté au cours de la période considérée.

En définitive, les éléments d'analyse précédents illustrent la difficulté de préciser l'évolution de la pauvreté au Burkina Faso au cours des années 1990. Mais, l'hypothèse d'une relative stabilité de la pauvreté dans ce pays au cours de cette période est à prendre en compte, les indications fournies par les deux approches,

quoique parfois contradictoires, demeurant assez proches³¹. Ce résultat est d'autant plus remarquable que les méthodes d'évaluation utilisées sont fondées sur des hypothèses différentes : la consommation par tête appréhende le bien-être à court terme, alors que l'indice d'actifs révèle davantage le niveau de vie à moyen ou long terme³². Une telle conclusion pourrait cependant être questionnée si l'on met en parallèle un taux de croissance du PIB par tête de l'ordre de 2,6 pour cent entre 1994 et 1999, et une élasticité de la pauvreté par rapport aux dépenses par tête supérieure à l'unité³³. Quoiqu'il en soit, le maintien d'un modèle de mortalité élevée au Burkina Faso est probablement en relation avec la persistance de la pauvreté.

3. Concepts et méthodes

1. Modélisation de la survie des enfants

En mettant l'accent sur l'analyse des déterminants de l'évolution de la survie des enfants, la présente recherche s'appuie sur deux éléments d'analyse.

En premier lieu, sur un plan théorique, on admet que le bien-être des individus peut être exprimé par une fonction d'utilité, définie par rapport à des consommations de biens et de services, et susceptible de reproduire les préférences des individus pour des ensembles alternatifs de consommations. A cet égard, il a été rappelé, lors d'une précédente recherche, que l'enrichissement du modèle de base permettait de mettre en évidence les relations entre les dépenses des ménages et le développement humain³⁴. Plus exactement, la maximisation d'une fonction d'utilité sous diverses contraintes – fonctions de production de santé, fonction de gains, fonction de production de biens commercialisables du ménage, budget et temps –, génère un ensemble de fonctions de demandes réduites pour la santé, l'éducation et les divers biens spécifiées. Par conséquent, la modélisation des déterminants de la mortalité des enfants peut être exprimée par des équations réduites.

En deuxième lieu, l'examen de la littérature montre que la modélisation des déterminants de la mortalité des enfants peut être effectuée différemment, selon les données disponibles, les objectifs de la recherche et les hypothèses analytiques sous-jacentes. En particulier, le critère de l'unité d'analyse permet d'identifier deux approches de base³⁵. D'une part, l'appréhension des facteurs des taux de mortalité des enfants exige de prendre en considération les femmes comme unité d'analyse. D'autre part, la spécification des déterminants de la survie des enfants implique que ces derniers constituent l'unité d'analyse³⁶. En général, les études connues relatives à la santé des enfants discutent plus les hypothèses sous-jacentes à une méthode donnée que les critères susceptibles de guider le choix de l'une d'entre elles. D'ailleurs, rares sont les études qui adoptent simultanément les deux approches, afin de comparer l'incidence d'un facteur donné sur la santé des enfants – par exemple, l'éducation de la mère – en fonction des choix méthodologiques effectués. Dans ce contexte, la recherche précédemment évoquée, en explorant simultanément ces deux approches pour un pays donné, a montré l'intérêt de considérer la survie des enfants. En effet, contrairement à l'approche fondée sur les femmes comme unité d'analyse, l'option de la survie des enfants permet d'examiner dans quelle mesure certaines caractéristiques biologiques des mères et des naissances influencent la santé des enfants – âge des mères *lors des naissances*, sexe des enfants, intervalle intergénéral par rapport à la naissance précédente, naissance de plusieurs enfants

³¹ Soulignons cependant que l'approche monétaire est en termes d'individus, alors que l'approche des actifs est fondée sur les ménages.

³² Par ailleurs, les difficultés spécifiques de ces deux méthodes sont bien connues, et ne nécessitent pas de commentaires particuliers dans le cadre de la présente étude.

³³ Par exemple, si l'on considère que l'élasticité du ratio de pauvreté par rapport aux dépenses par tête de -1,37, inhérente à l'enquête prioritaire de 1994-95 – Lachaud [1997] – prévaut en 1998-99, et que le taux de croissance du PIB par tête au cours de la période 1994-99 a été de 2,6 pour cent – 5,0 et 2,4 pour cent, respectivement, pour le PIB et la population –, le ratio de pauvreté aurait dû décliner annuellement de 3,6 pour cent – -1,37x2,6 – toutes choses égales par ailleurs. Le tableau A2 en annexe montre, qu'avec la ligne de pauvreté du 25^{ème} percentile, le ratio de pauvreté des ménages a décliné annuellement de 2,2 pour cent.

³⁴ Voir Lachaud [2001a] pour une présentation s'inspirant de Singh, Squire, Strauss [1986], Pitt, Rosenzweig [1986], Appleton, Song [1999].

³⁵ Lachaud [2001a].

³⁶ Ces deux approches ont été suivies dans le cas de l'analyse des déterminants de la mortalité des enfants comoriens. Voir Lachaud [2001a] – y compris une présentation rapide de la littérature sur cette question.

lors d'un même accouchement, rang de la naissance³⁷. Le fait que ces paramètres soient très significatifs – y compris dans le cadre de la recherche actuelle – conduit à privilégier cette option analytique.

Compte tenu de ces deux éléments d'analyse, la modélisation des chances de survie des enfants au Burkina Faso est exprimée par la relation [1], l'unité d'analyse étant l'enfant.

$$HS_e = s(C_{fd}, C_{cd}, C_{ed}, D_{fh}, D_{ch}, C_m, A_m, G_m, R_e, V_e, V_f, \epsilon_e) \quad [1]$$

Ainsi, les chances de survie des enfants, HS_e , sont supposées déterminées par : (i) les caractéristiques démographiques des femmes C_{fd} , du mari ou du conjoint C_{cd} et des enfants C_{ed} ; (ii) les dotations en capital humain des femmes D_{fh} , et du conjoint/mari D_{ch} ; (iii) les caractéristiques du ménage – y compris l'appartenance ethnique C_m ; (iv) les actifs du ménage A_m ; (v) la localisation spatiale du ménage G_m ; (vi) les caractéristiques liées à la reproduction des enfants R_e , et ; (vii) des facteurs communautaires liés aux enfants V_e et aux femmes V_f . Dans l'équation [1], ϵ_e est le terme aléatoire.

Cette modélisation appelle plusieurs observations, successivement présentées lors de la discussion des données statistiques, des variables, et des procédures économétriques et de décomposition des sources de variations.

2. Sources statistiques et spécification des variables

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 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'EDS. 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 pays³⁸.

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 1845 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 4812 ménages enquêtés, 6354 femmes âgées de 15 à 49 ans et un sous-échantillon de 1 845 hommes de 15-59 ans ont été interviewés.

³⁷ Voir Lachaud [2001a] pour l'étude de cas portant sur les Comores..

³⁸ Selon l'EDS de 1998-99, 72 pour cent des femmes de 15-49 ans sont excisées. 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 . Voir l'annexe des rapports : Institut national de la statistique et de la démographie [1994], [1999].

Il est à remarquer que, malgré la richesse des informations inhérentes aux enquêtes EDS, leur utilisation engendre quelques contraintes analytiques³⁹. Tout d'abord, la fécondité des données transversales demeure probablement en retrait par rapport à celle des données longitudinales, susceptibles d'identifier les processus par lesquels opèrent les variables exogènes, c'est-à-dire les déterminants immédiats ou antérieurs de la mortalité⁴⁰. Ensuite, 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, lors de l'analyse économétrique des facteurs de la mortalité des enfants, il est impossible de prendre en compte, par exemple, la consommation par tête comme indicateur de niveau de vie des groupes, même si les dépenses doivent, en principe, être considérées comme endogènes⁴¹. Dans la présente recherche, une estimation du niveau de vie des ménages a été réalisée à partir de certains de leurs actifs possédés – hormis la terre. Cette procédure a été explicitée dans la section 2. Enfin, dans ce type d'enquête, les prix des biens commercialisés et des services publics ne sont pas relevés, alors qu'ils peuvent affecter l'allocation des ressources des ménages. Une observation similaire prévaut pour les informations au niveau de la communauté – sauf pour l'enquête de 1992-98. Par conséquent, dans cette étude, les prix des divers biens, notamment ceux des produits alimentaires et des services publics, ne sont pas pris en considération. Notons cependant que, le fait de contrôler par la localisation spatiale, ainsi que par les actifs des ménages, permet, dans une certaine mesure, de tenir compte des écarts de coûts et de ressources. De plus, certaines informations communautaires peuvent être générées à l'aide des deux EDS.

La modélisation des déterminants de la survie des enfants pour les années des deux enquêtes EDS – 1992-93 et 1998-99 –, exprimée par la relation [1], appelle une spécification des variables prises en compte⁴². Comme cela a été précédemment indiqué, cette relation fait référence à un modèle dont l'unité d'analyse est l'enfant. De ce fait, la variable dépendante n'est pas le taux de mortalité par femme, mais la survie de l'enfant. Compte tenu du modèle économétrique considéré – voir ci-après –, la variable dépendante se réfère à l'ensemble des enfants nés 5 ans avant la date de l'enquête⁴³, vivants ou morts, soit avant leur 5^{ème} anniversaire – *survie infanto-juvénile* –, soit avant leur 1^{er} anniversaire – *survie infantile*. Dans le premier cas, il en résulte deux échantillons de 14 621 et 15 830 enfants, respectivement, en 1992-93 et 1998-99, répartis, pour les mêmes dates, dans 2 868 et 2 893 ménages. Dans le second cas, les échantillons respectifs s'élèvent à 13 040 et 13 933 enfants. S'agissant des variables explicatives, considérées comme exogènes, plusieurs facteurs sont susceptibles d'influencer la survie – ou la mortalité – des enfants.

Premièrement, *au niveau individuel*. L'éducation de la mère a reçu beaucoup d'attention dans la littérature, et agit probablement sur la santé des enfants par l'intermédiaire de plusieurs canaux⁴⁴. Dans l'étude, l'éducation de la mère est prise en compte dans une double optique – C_m . D'une part, une variable binaire teste le rôle de l'alphabétisation des femmes sur la mortalité des enfants, une incidence positive pouvant être liée, par exemple, à l'accès à l'information en matière de santé pour celles qui savent lire. D'autre part, plusieurs autres variables captent les niveaux formels d'instruction – primaire, secondaire et plus. En effet, il se peut qu'une information spécifique sur la santé ne puisse être accessible, directement ou indirectement, que par le biais du système scolaire formel. On notera que ces variables prennent en compte le nombre d'années d'instruction reçues par la mère à *chaque niveau du processus éducatif*. De ce fait, les coefficients indiquent l'effet d'une

³⁹ Les observations suivent Lachaud [2001a].

⁴⁰ Par exemple, l'expérience récente des enfants par rapport aux maladies ou les effets de l'allaitement au sein. Guilkey, Riphahn [1998] soulignent ce point de vue, et estiment une équation structurelle à l'aide de données longitudinales pour les Philippines.

⁴¹ En effet, si les ménages effectuent des décisions simultanées en matière de consommation et de soins de santé, leur consommation devrait être traitée comme endogène. Un point de vue différent est toutefois présenté par Mackinnon [1995]. Il considère que pour la santé des enfants, contrairement à celle des adultes, la «séparabilité» du revenu peut être admise, ce qui conduit à considérer le revenu permanent – identifié par la dépense – comme exogène.

⁴² Cette modélisation est fondée sur Lachaud [2001a].

⁴³ Il s'agit des naissances avant le 1^{er} avril 1988 pour la première enquête, et avant le 1^{er} mars 1994 pour l'EDS II.

⁴⁴ Barrera [1990] identifie plusieurs effets : (i) accroissement des ressources de la famille généré par l'augmentation des gains liés à la participation au marché du travail ou à l'exercice d'activités domestiques, ou le mariage avec des personnes plus fortunées ; (ii) augmentation de la productivité des moyens consacrés à la santé inhérente à une meilleure efficacité des activités domestiques ; (iii) amélioration de l'allocation des ressources due à un accès amélioré à l'information ; (iv) impact sur les préférences des ménages, compte tenu des prix, des revenus et de l'information ; (v) meilleur statut socio-économique et volonté des parents – surtout de la mère – de rehausser les investissements en capital humain en matière de nutrition et ou de formation à l'exercice d'activités domestiques, ce qui affecte la capacité de la mère à élever des enfants.

année supplémentaire d'instruction sur la mortalité des enfants pour chaque niveau éducatif. Une approche similaire permet de contrôler par l'éducation du conjoint ou du mari – C_{ch} ⁴⁵. L'âge des femmes constitue un autre facteur de la probabilité de mortalité des enfants, en partie corrélé avec l'éducation et la disponibilité des infrastructures en matière de santé. Mais, l'étude considère l'âge des femmes *lors des naissances* – C_{fd} = cinq classes d'âge allant de 15 à 49 ans, comme l'indiquent les tableaux 2 et A5. En effet, l'âge étant un indicateur de la santé physique et de la capacité de reproduction de la mère, on peut s'attendre à ce que la mortalité des enfants s'élève avec l'âge de cette dernière. Toutefois, dans la mesure où il s'agit de l'âge des mères lors des naissances, on doit escompter une mortalité plus élevée pour les jeunes mères. En même temps, l'âge de la mère capte, d'une certaine manière, l'effet des générations et, par conséquent, l'impact du processus de développement burkinabè sur la mortalité des enfants. Ainsi, une femme burkinabè de 40 ans au moment de l'enquête de 1992-93, a de fortes chances d'avoir eu des enfants au début ou au milieu des années 1970 lorsque les infrastructures éducatives et de santé étaient moins développées. De ce fait, en moyenne, les femmes âgées ont probablement eu, non seulement plus d'enfants, mais également une proportion plus élevée de décès parmi ces derniers. Pour cette raison, les estimations économétriques de la relation [1] tiennent compte du biais d'hétéroscédasticité engendré par le nombre total d'enfants déjà nés par femme⁴⁶. Par ailleurs, d'autres caractéristiques biologiques des mères et des naissances – C_{ed} , R_e – sont susceptibles d'influencer la santé des enfants : (i) le sexe des enfants ; (ii) l'intervalle intergénéral par rapport à la naissance précédente ; (iii) la naissance de plusieurs enfants lors d'un même accouchement⁴⁷ ; (iv) le rang de la naissance. Ajoutons que, pour homogénéiser les estimations économétriques de 1992-93 et 1998-99, l'âge du conjoint ou du mari – C_{cd} – n'est pas pris en considération. En effet, cette information ne figure pas dans l'enquête de 1992-93.

Deuxièmement, *au niveau du ménage*, on considère que la survie ou la mortalité des enfants peut être affectée par plusieurs facteurs : (i) C_m : la composition du ménage – présence ou non du conjoint/mari –, le sexe de celui qui le gère et l'appartenance ethnique; (ii) G_m : la localisation géographique et selon le milieu, rural/urbain; (iii) A_m : les actifs possédés. Le premier facteur propose d'examiner dans quelle mesure la santé des enfants dépend du statut du groupe auxquelles les femmes appartiennent, notamment par rapport aux ménages monoparentaux ou ceux qui sont gérés par une femme, et par rapport au statut ethnique du groupe. Dans ce dernier cas, les deux EDS ont permis un même classement en quatre groupes ethniques : (i) Dioula et assimilés : Dioula, Bobo, Samo, Sénoufo, Lobi, Dagara, Dafing et Bissa⁴⁸ ; (ii) Mossi et assimilés : Mossi, Gourmathe et Gourounsi ; (iii) Peuhl et assimilé : Peuhl, Fulfuldé ; (iv) Autres groupes burkinabè et étrangers africains. Le deuxième facteur contrôle par la localisation spatiale et le milieu pour trois raisons. Tout d'abord, dans un pays essentiellement agricole comme le Burkina Faso, l'une des caractéristiques importantes déterminant le niveau de vie est la localisation géographique, en particulier la spécificité des zones agro-écologiques. Ainsi, à trois grands types de climats – sahélien, nord-soudanien et sud-soudanien – influençant fortement l'ampleur et la répartition de la pluviométrie dans l'espace et dans le temps, correspondent trois grandes régions agricoles. Naturellement, le milieu urbain occupe une place particulière dans ce schéma, compte tenu de l'importance des activités non agricoles, des infrastructures, etc., encore qu'il soit utile d'opérer une distinction entre Ouagadougou et les petites villes ayant une connotation plus rurale⁴⁹. Dans ces conditions, la localisation géographique est largement exogène et a un impact direct sur le niveau de vie. Bien que ce dernier soit pris en compte par rapport aux actifs des ménages – voir ci-après –, le contrôle par la localisation géographique pourrait renforcer l'appréhension de l'effet du niveau de vie sur la survie des enfants. Ensuite, l'absence de contrôle par la localisation spatiale peut induire un biais quant à l'effet des caractéristiques non géographiques sur la survie des enfants. Par exemple, l'hétérogénéité spatiale concerne également l'éducation des adultes, qui intervient en tant que variable exogène pour expliquer la survie des enfants, les éléments communautaires et d'autres facteurs latents. Enfin, au Burkina Faso, comme dans maints pays en développement, tout ce qui a trait à la sexualité et à la fécondité est souvent géré par des coutumes rigides, et les normes sociales, favorables à une forte fécondité et à un mariage précoce, varient selon les régions et le milieu. Néanmoins, la présente étude tente de contrôler

⁴⁵ Dans les échantillons de 1992-93 et 1998-99, respectivement, 90,6 et 90,0 pour cent des femmes ont un conjoint ou un mari.

⁴⁶ La variance des résidus est probablement plus faible pour les femmes ayant eu beaucoup d'enfants. La méthode est explicitée lors des spécifications économétriques.

⁴⁷ Dans la plupart des cas, il s'agit de jumeaux.

⁴⁸ En 1992-93, les Samo, Dagara, Dafing et Bissa ne sont pas identifiés.

⁴⁹ La distinction entre Ouagadougou et Bobo-Dioulaso n'a pas été possible pour les deux enquêtes.

plus systématiquement l'effet des ressources des ménages à l'aide du troisième facteur: la disponibilité des actifs des ménages. Cette procédure a été explicitée dans la section 2

Troisièmement, des *facteurs communautaires* sont susceptibles d'avoir un impact sur la santé des enfants. Toutefois, les informations communautaires n'étant pas collectées lors de l'EDS de 1998-99⁵⁰, par soucis d'homogénéiser les estimations économétriques, l'étude a tenté de reconstituer plusieurs variables inhérentes aux enfants – V_e – et aux femmes – V_f – par rapport aux grappes de l'enquête – cluster. Ces variables représentent des moyennes par grappe pour les femmes ayant eu des enfants vivants les six dernières années, et captent, en partie, le différentiel de niveau de vie dans l'espace. En effet, le questionnaire des EDS ne collecte des informations sur la santé que pour les enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont *vivants* et nés depuis janvier 1987 pour l'EDS 1992-93 et janvier 1993 pour l'EDS 1998-99 – soit environ 6 ans lors des enquêtes –, et leur mère. Dans ces conditions, les variables communautaires se réfèrent à des situations moyennes en matière de santé pour des cohortes spécifiques d'enfants et de femmes, bien que dans ce dernier cas, seules celles de l'échantillon aient été considérées. Dans ce contexte, le tableau 2 met en évidence les cinq variables suivantes. Tout d'abord, la proportion par grappe des enfants de 3 mois et plus, parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1987 – EDS 1992-98 – ou janvier 1993 – EDS 1998-99 –, qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (fièvre) ; (iii) de la toux au (Toux). Ensuite, la proportion par grappe des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1987 ou 1993 qui ont été vaccinés – BCG, polio et DTCQ. Enfin, le pourcentage de femmes par grappe au cours des six dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié – médecin, infirmière, sage-femme. Il est à remarquer que la malnutrition des femmes n'a pu être prise en compte dans l'étude⁵¹.

3. Options économétriques et décomposition des variations

L'approche économétrique des déterminants de la survie des enfants a été réalisée à l'aide du modèle Probit. L'estimation de l'équation [2] par le maximum de vraisemblance se réfère au modèle [1], et est fondée, rappelons-le, sur l'enfant comme unité d'analyse.

$$S_e^* = \beta'X_f + \gamma'Y_m + \delta'Z_c + \theta'XB_f + \rho'R_e + \varepsilon_e \quad [2]$$

où : (i) S_e^* est une variable latente se rapportant à la probabilité de survie des enfants – ensemble des enfants vivants – $S_e = 1$ si $S_e^* > 0$ – ou morts avant leur 1^{er} ou 5^{ème} anniversaire – $S_e = 0$ si $S_e^* \leq 0$ – et nés 5 ans avant la date de l'enquête ; (ii) X_f , Y_m et Z_c représentent, respectivement, les caractéristiques des femmes et du mari ou conjoint, du ménage et de la communauté, tandis que XB_f et R_e indiquent, respectivement, les caractéristiques biologiques des femmes et des naissances ; (iii) ε_e se réfère au terme aléatoire. L'estimation porte, respectivement, sur 14 621 et 13 040 enfants en 1992-93. Pour 1998-99, ces échantillons respectifs sont de 15830 et 13 933 enfants. Le tableau A4, en annexe, affiche les statistiques descriptives relatives à ces échantillons.

Afin de tenir compte du biais d'hétéroscédasticité engendré par le nombre total d'enfants déjà nés par femme – en moyenne, les femmes âgées ont eu, non seulement plus d'enfants, mais également une proportion plus élevée de décès parmi ces derniers –, les modèles Probit inhérents à la relation [2] sont estimés en pondérant par la racine carrée du nombre total d'enfants déjà nés par femme⁵². Par ailleurs, les tests de vraisemblance ont été réalisés, de manière à vérifier la stabilité des coefficients pour les données des deux enquêtes⁵³. Leur valeur de 78,85 et de 99,67, respectivement, pour les estimations de la survie infanto-juvénile

⁵⁰ On rappelle qu'un questionnaire relatif aux services communautaires avait été intégré dans l'enquête de 1992-93.

⁵¹ En effet, dans l'étude sur les déterminants de la mortalité des enfants aux Comores – Lachaud [2001a] –, la malnutrition des femmes, ayant eu des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993, avait été appréhendée par la moyenne par grappe de l'indice de Quérelet – ou Indice de Masse Corporelle (IMC) – L'indice de Quérelet exprime le rapport entre le poids en kg et la taille en mètres au carré. En général, une valeur inférieure à 18,5 kg/m² est le signe d'une malnutrition aiguë. Or, dans le cas du Burkina Faso, la prise en compte de l'indice de Quérelet donne des résultats incohérents pour les deux EDS, dans le cadre de la présente estimation économétrique.

⁵² Dans l'étude sur les Comores – Lachaud [2001a] –, un modèle avec hétéroscédasticité multiplicative avait été considéré.

⁵³ Le test est : $[-2 * (L9399 - (L93 + L99))] / \chi^2$, si $L9399$, $L93$ et $L99$ représentent, respectivement, le log-vraisemblance des échantillons total – 1992-93 et 1998-99 –, de 1992-93 et de 1998-99.

et infantile, suggèrent que les coefficients des équations Probit des déterminants de la survie des enfants sont statistiquement différents pour les deux dates considérées.

En réalité, dans cette étude, on souhaite décomposer la variation du taux de survie des enfants au cours de la période délimitée par les EDS en deux éléments. D'une part, les variations inhérentes aux variables qui déterminent la survie ou la mortalité à un moment donné, et, d'autre part, les changements associés avec la fonction décrivant les relations sous-jacentes. Cette perspective est relativement simple dans le cas d'une régression linéaire⁵⁴. Or, dans la mesure où la relation [2] est non linéaire, la variation du taux de survie dépend à la fois de la moyenne des variables exogènes et de leur distribution.

A cet égard, pour une période donnée, le modèle Probit lié à la relation [2] peut être exprimé par la forme générale habituelle suivante : $\Pr(s = 1 | U) = T(a,U) = M(a'U)$, où M est la fonction cumulative de distribution. En d'autres termes, cette relation indique que la probabilité de survie des enfants dépend d'un ensemble de caractéristiques données U et des paramètres a . Dans ces conditions, si \hat{a} est une estimation de a , et U un échantillon aléatoire, on montre que le membre droit de la relation précédente peut être estimé par la moyenne de l'échantillon, soit⁵⁵ :

$$\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^N T(\hat{a}, U_h) \quad [3]$$

où U_h est un vecteur de variables exogènes pour le ménage h et N la taille de l'échantillon. Dans ces conditions, l'égalité qui prévaudrait dans le cas d'un modèle linéaire⁵⁶, est à présent remplacée par l'égalité asymptotique $\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^N T(\hat{a}, U_h)$, cette dernière étant une estimation de $M(a'U)$. Dans ces conditions, la décomposition de la variation de la valeur moyenne de l'échantillon entre les dates 0 et 1 peut être exprimée d'une manière générale par la relation [4].

$$\bar{x}^1 - \bar{x}^0 = \{ \frac{1}{N} \sum_{h=1}^N T(\hat{a}^1, U_h^1) - \frac{1}{N} \sum_{h=1}^N T(\hat{a}^0, U_h^1) \} + \{ \frac{1}{N} \sum_{h=1}^N T(\hat{a}^0, U_h^1) - \frac{1}{N} \sum_{h=1}^N T(\hat{a}^0, U_h^0) \} \quad [4]$$

où $\frac{1}{N} \sum_{h=1}^N T(\hat{a}^i, U_h^j)$ est la moyenne des probabilités prédites relatives à l'échantillon U^j à l'aide des coefficients \hat{a}^i . Ainsi, le premier terme entre crochets exprime les variations associées au changement des coefficients, alors que le second terme entre crochets quantifie les variations liées aux modifications de la population⁵⁷.

Dans la présente étude, la décomposition de l'écart des taux de survie infantile et infanto-juvénile entre les deux dates des EDS – 1992-93 et 1998-99 – est effectuée selon la relation [5] :

$$\bar{x}^{1999} - \bar{x}^{1993} = \{ M(\hat{a}^{99}, U^{99}) - M(\hat{a}^{93}, U^{99}) \} + \{ M(\hat{a}^{93}, U^{99}) - M(\hat{a}^{93}, U^{93}) \} \quad [5]$$

Comme précédemment, le premier terme entre crochets mesure la variation de la survie des enfants liée au changement de la fonction – les coefficients –, alors que le second terme exprime l'évolution de la survie inhérente à la variation des caractéristiques de la population – les variables. On notera qu'une décomposition symétrique pourrait être réalisée. La variation des coefficients pourrait être mesurée en utilisant l'échantillon de 1992-93, au lieu de celui de 1998-99, tandis que le changement imputable aux variables pourrait être fondé sur les coefficients de 1998-99, et non ceux de 1992-93.

⁵⁴ Par exemple, si l'on a : $d = aU + \epsilon$, pour une date donnée, il vient : $\hat{d} = \hat{a}\hat{U}$, où \hat{a} = estimation de a par les moindres carrés, et \hat{d} et \hat{U} les moyennes des valeurs observées selon les ménages ou les individus. Dans ces conditions, la décomposition des variations de \hat{d} par rapport aux changements de \hat{a} et de \hat{U} au cours de deux périodes indexées par 0 et 1, peut s'exprimer par : $\hat{d}^1 - \hat{d}^0 = (\hat{a}^1 - \hat{a}^0)\hat{U}^1 + (\hat{a}^1 - \hat{a}^0)\hat{U}^0$. Le premier terme indique la variation provenant des changements des coefficients lorsque les valeurs des variables sont constantes, tandis que le second terme exprime les effets des changements des variables à coefficients constants. Il est à remarquer que le second terme exprime les prévisions de variation de \hat{d} en utilisant le modèle relatif à la période 0. Cette procédure a beaucoup été utilisée, par exemple, pour mesurer de la discrimination économique ou l'appréhension des déterminants de l'évolution du niveau de vie – donc de la pauvreté – au cours d'une période donnée. Sur ce dernier point, voir Lachaud [2000a].

⁵⁵ Gomulka, Stern [1990] expliquent les fondements théoriques de cette relation à partir d'une présentation des théorèmes de P. Robinson. Ces derniers impliquent une robustesse et une normalité asymptotique de \bar{x} , et permettent le calcul de la variance, donc de l'erreur type. Voir la note (2) du tableau 1.

⁵⁶ Voir la note (53).

⁵⁷ C'est-à-dire les prédictions de \bar{x} en utilisant le modèle de l'année 0. Magnac [1987] met en oeuvre cette procédure pour examiner les variations des taux d'offre de travail en Colombie.

Dans ce contexte, il importe également de pouvoir évaluer l'importance relative des coefficients et des variables dans l'explication des changements des taux de survie entre les deux dates. Dans le premier cas, on décompose le premier terme entre crochets de la relation [5] comme suit, en supposant que la fonction englobe v paramètres, y compris la constante :

$$\mathbf{M}(\mathbf{a}^{99}, \mathbf{U}^{99}) - \mathbf{M}(\mathbf{a}^{93}, \mathbf{U}^{99}) = \{\mathbf{M}(\mathbf{a}^{99}, \mathbf{U}^{99}) - \mathbf{M}(\mathbf{a}^{k99}, \mathbf{U}^{99})\} + \{\mathbf{M}(\mathbf{a}^{k99}, \mathbf{U}^{99}) - \mathbf{M}(\mathbf{a}^{93}, \mathbf{U}^{99})\} \quad [6]$$

si $\hat{\mathbf{a}}^{k99}$ représente le vecteur des k coefficients estimés pour l'année 1998-99, les autres coefficients ($v-k$) étant inhérents à 1992-93. De ce fait, le premier terme de [6] indique l'importance de la variation des coefficients, par rapport à l'échantillon de l'année 1992-93, associée au changement des ($v-k$) coefficients entre les deux EDS. Dans le second cas, l'importance relative des variables est appréhendée en prédisant le taux de survie en 1998-99 à l'aide des coefficients de l'année 1992-93 et de la distribution des caractéristiques de 1998-99, sauf celles pour lesquelles on veut apprécier l'effet du changement partiel que l'on maintient à leur valeur de 1992-93. La relation [7] exprime cette procédure, l'objectif étant d'appréhender l'effet marginal de la caractéristique W de la population, les autres caractéristiques Z de cette dernière étant constantes.

$$\mathbf{M}(\hat{\mathbf{a}}^{93}, \mathbf{U}^{99}) - \mathbf{M}(\hat{\mathbf{a}}^{93}, \mathbf{U}^{93}) = \{\mathbf{M}(\hat{\mathbf{a}}^{93}, \mathbf{U}^{99}) - \mathbf{M}[\hat{\mathbf{a}}^{93}, (\mathbf{W}^{93} \mathbf{Z}^{99})]\} + \{\mathbf{M}[\hat{\mathbf{a}}^{93}, (\mathbf{W}^{93} \mathbf{Z}^{99})] - \mathbf{M}(\hat{\mathbf{a}}^{93}, \mathbf{U}^{99})\} \quad [7]$$

En d'autres termes, le vecteur des caractéristiques est décomposé comme suit : $\mathbf{U} = (\mathbf{W}^{93}, \mathbf{Z}^{99})$. Par ailleurs, W peut se référer à une ou plusieurs variables.

4. Survie des enfants et pauvreté

Les estimations économétriques permettent d'explicitement successivement les déterminants de la survie des enfants – infanto-juvénile et infantile – lors des EDS de 1992-93 et de 1998-99, et les facteurs de l'évolution des taux de survie au cours de la période considérée.

1. Les déterminants de la survie des enfants

Les tableaux 2 et A4, en annexe, affichent les coefficients de régression des estimations Probit des déterminants de la probabilité de survie infanto-juvénile et infantile – relation économétrique [2] inhérente au modèle [1]. Plusieurs commentaires, axés principalement par rapport à la survie infanto-juvénile peuvent être présentés.

En premier lieu, le niveau de vie des ménages en termes d'actifs apparaît comme un facteur de la mortalité des enfants. Pour les deux périodes se rapportant aux EDS, les effets marginaux 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} anniversaire⁵⁸. Ainsi, les effets marginaux des modèles 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 – tableau 2. La figure 3 illustre les effets marginaux de la pauvreté en termes d'actifs sur la probabilité de survie des enfants de moins de 5 ans selon les régions: en l'absence de pauvreté, les courbes relatives à cette dernière sont toujours situées *au-dessus* de celles des groupes pauvres, indépendamment de la localisation spatiale. 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, le tableau 2 et la figure 3 suggèrent 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 – ce qui correspond à l'ampleur des effets marginaux du tableau 2. Ce résultat est à rapprocher de la réduction de la pauvreté entre 1992-93 et 1998-99 dans les ménages englobant des femmes ayant eu des enfants – tableau A2, et figures A5 et A6, en annexe. D'ailleurs, le tableau A5 montre que,

⁵⁸ Pour les deux années, la valeur absolue des effets marginaux décroît avec l'augmentation du niveau de vie des ménages.

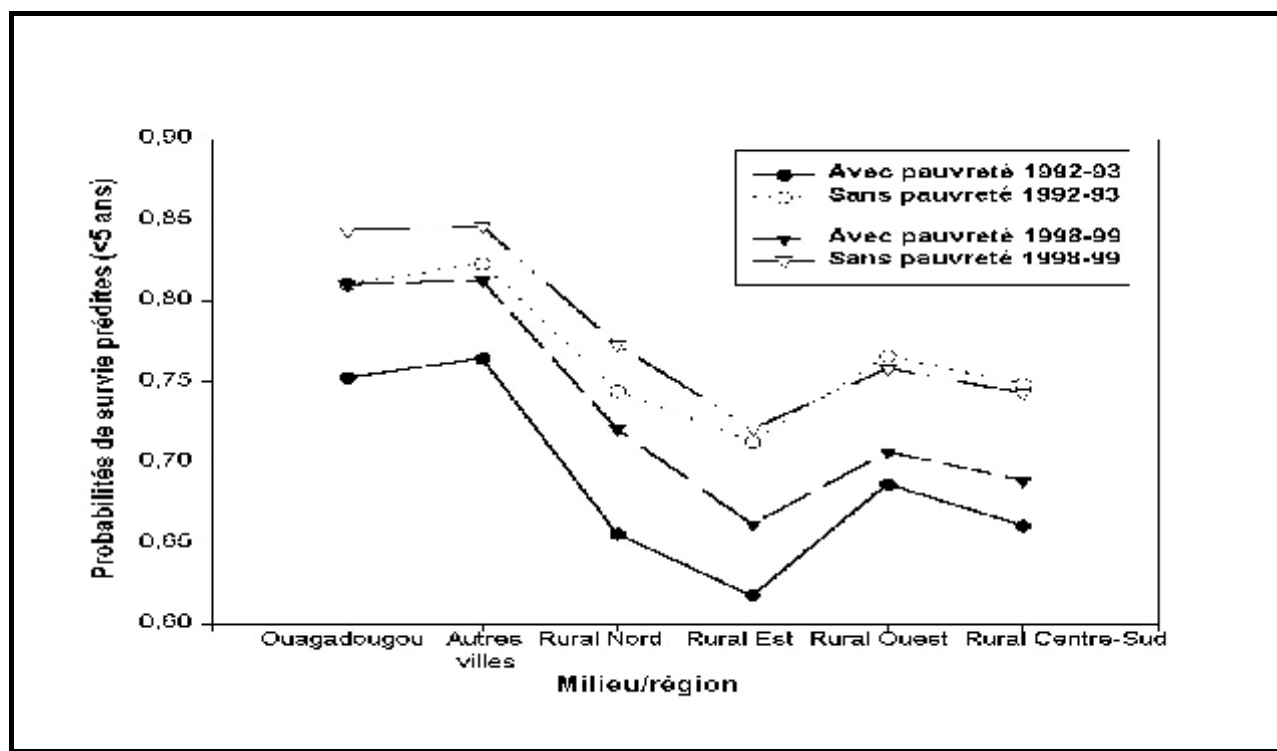


Figure 3 : Effets marginaux de la pauvreté en termes d'actifs sur la probabilité de survie infanto-juvénile selon les régions - Burkina Faso 1992-93 & 1998-99

pour la survie infantile, les effets marginaux relatifs au niveau de vie des ménages ne sont plus significatifs lors de l'EDS de 1998-99, contrairement à ce qui prévaut en 1992-93. La relation entre la pauvreté – les actifs du ménage pouvant être considérés comme une approximation des dépenses – et les déficits en matière de santé, bien que complexe, est probablement un acquis empirique solide pour maints pays en développement, en général, et le Burkina Faso, en particulier⁵⁹.

En deuxième lieu, malgré des résultats contrastés selon les EDS et le type de mortalité pris en compte, le tableau 2 suggère que le taux de survie des enfants est directement relié au niveau d'éducation des parents. En général, l'éducation de la mère, surtout formelle – primaire ou secondaire et plus –, accroît la survie des enfants. Par exemple, en 1992-93 et 1998-99, les estimations économétriques montrent qu'une variation d'une année d'instruction secondaire ou plus des mères réduit le taux de survie infanto-juvénile de 0,02 points, toutes choses égales par ailleurs – bien que, pour cette dernière période, le seuil de signification soit légèrement supérieur à 10 pour cent. On remarque aussi que l'impact de l'éducation des mères sur la survie des enfants – en 1998-99 – croît avec le niveau d'instruction, et apparaît comparable à celui du conjoint ou mari. Par conséquent, le canal de transmission majeur entre l'instruction de la mère et la santé de l'enfant pourrait être l'augmentation des gains liée au marché du travail, l'amélioration directe du processus productif – bonne compréhension des conseils lors des visites prénatales – et un meilleur accès à l'information⁶⁰. En outre, la comparaison des tableaux 2 et A5 tend à mettre en évidence un effet significatif de l'éducation des mères sur la survie des enfants dès le primaire, au cours de la période la plus récente. On notera que l'alphabétisation des femmes n'influence pas la mortalité infanto-juvénile, toutes choses égales par ailleurs. Ces conclusions corroborent celles des rapports inhérents aux EDS du Burkina Faso⁶¹, ainsi que la plupart des études sur cette

⁵⁹ Une relation entre la malnutrition des enfants et les dépenses des ménages est aussi mise en évidence au Burkina Faso. Lachaud [2000b].

⁶⁰ Et, peut-être, une préférence pour des soins de santé moderne.

⁶¹ Par exemple, le rapport inhérent à l'EDS de 1998-99, fondé sur des statistiques descriptives, met en évidence – pour la période de 10 ans précédant l'enquête – un taux de mortalité infanto-juvénile de 13,4, 8,3 et 2,3 pour cent, respectivement, lorsque les mères ont aucune instruction, le niveau primaire et secondaire. Institut national de la statistique et de la démographie [2000].

Tableau 2 : Coefficients de régression des estimations Probit des déterminants de la probabilité de survie *infanto-juvénile* - <5 ans ; unité d'analyse = enfants - et décomposition des déterminants de l'évolution de la survie - Burkina Faso 1992-1999

Paramètres Variables	Probabilité de survie						Décomposition	
	Probit binaire ^{1,2} : 1992-93			Probit binaire ^{1,2} : 1998-99			Coefficient S	Variables (%)
	\$	t ³	Effets marg.	\$	t ³	Effets marg.		
Constante	0,5774	5,436*	0,1812*	0,5286	4,622*	0,1665*	-	-
Alphabétisation des femmes ⁴	0,1543	1,383	0,0460	0,0533	0,381	0,0165	-}	-}
Education des femmes ⁵							}	}
Primaire	0,0077	0,392	0,0024	0,0416	1,864**	0,0131**	0,11}	-0,45}
Secondaire	0,0704	2,014*	0,0221*	0,0658	1,604**	0,0207**	-}	-}
Age des femmes lors des naissances ⁶								
20-24 ans	0,1434	4,151*	0,0441*	0,0710	2,113*	0,0221*	-}	-}
25-29 ans	0,1718	3,813*	0,0521*	0,1668	3,871*	0,0509*	0,06}	-0,02}
30-34 ans	0,0654	1,176	0,0202	0,2253	4,293*	0,0670*	-}	-}
\$ 35 ans	0,1268	1,792**	0,0382**	0,1860	2,795*	0,0553*	-}	-}
Présence du mari/conjoint ⁴	-0,0866	-1,637**	-0,0265**	0,0262	0,570	0,0083	-}	-}
Femme chef de ménage ⁴	0,1187	1,385	0,0358	0,0713	0,995	0,0219	3,18}	-0,02}
Education du mari/conjoint ⁵								
Primaire	0,0283	2,364*	0,0089*	0,0424	2,936*	0,0133*	-0,00}	-0,22}
Secondaire	-0,0050	-0,221	-0,0015	-0,0558	-2,192*	-0,0175*	-}	-}
Niveau de vie du ménage ⁷								
Très pauvres	-0,2090	-5,216*	-0,0679*	-0,1315	-3,638*	-0,0422*	-}	-}
Pauvres	-0,1091	-2,821*	-0,0348*	-0,0767	-2,103*	-0,0244*	1,43}	-0,44}
Intermédiaires	-0,0913	-2,424*	-0,0291*	-0,0288	-0,799	-0,0091	-}	-}
Appartenance ethnique ¹⁴								
Mossi & assimilé	-0,0118	-0,289	-0,0037	0,0421	1,119	0,0133	-}	-}
Peuhl & assimilé	-0,0836	-1,528	-0,0269	0,0042	0,079	0,0013	-0,16}	-0,05}
Autres ethnies & étrangers	-0,0073	-0,133	-0,0023	-0,0778	-1,185	-0,0251	-}	-}
Localisation spatiale ⁸								
Villes secondaires	0,1296	1,922**	0,0390*	0,1067	1,347	0,0325	-0,03	-0,34
Rural Nord	0,1772	2,673*	0,0533*	0,1651	2,123*	0,0498*	-0,05	-0,03
Rural Est	0,0348	0,568	0,0108	-0,0451	-0,609	-0,0143	-0,74	0,15
Rural Ouest	0,1623	2,488*	0,0492*	0,1545	1,906**	0,0470*	-0,04	0,13
Rural Centre-Sud	0,1226	2,006*	0,0377*	0,0002	0,004	0,0001	-1,04	0,17
Sexe des enfants - masculin	-0,0584	-2,532*	-0,0183*	-0,0751	-3,406*	-0,0236*	-0,26	0,17
Intervalle intergénérisque - naissance précédente (mois)	0,0219	19,270*	0,0069*	0,0153	15,204*	0,0048*	-3,85}	0,97}
Jumeau ⁴	-0,8655	-14,365*	-0,3219*	-0,8219	-14,262*	-0,3053*	-}	-}
Rang de naissance ⁹								
2-3ème naissance	-0,5201	-11,496*	-0,1707*	-0,3192	-7,444*	-0,1037*	-}	-}
4-6ème naissance	-0,4538	-8,999*	-0,1495*	-0,4038	-8,337*	-0,1328*	2,60}	0,92}
\$ 7ème naissance	-0,3830	-5,915*	-0,1308*	-0,4086	-6,704*	-0,1403*	-}	-}
Variables communautaires								
1. Enfants								
Fièvre ¹⁰	-0,0035	-2,570*	-0,0011*	-0,0019	-1,507	-0,0006	-}	-}
Toux ¹⁰	0,0013	1,183	0,0004	-0,0027	-2,513*	-0,0008*	0,49}	-0,13}
Diarrhée ¹⁰	-0,0026	-2,093*	-0,0008*	0,0018	1,349	0,0005	-}	-}
Vaccination ¹¹	0,0001	0,235	0,0000	0,0002	0,304	0,0001	}	-}
2. Femmes								
Accouchement assisté ¹²	0,0024	5,671*	0,0007*	0,0028	5,057*	0,0009*	0,39	-1,27
Log vraisemblance			-7861,14			-8602,71	-	-
P ² (sig)			264,37 (0,000)			342,07 (0,000)	-	-
% cas bien classés			76,7			76,3	-	-
ZM ¹³			0,40			0,39	-	-
N			14 621			15 830	-	-
Taux de survie prédits (effectifs)			73,95 (74,58)			74,43 (74,94)	-	-
Ecarts prédits (effectifs)			-			-	2,09 (1,44)	-0,46 (-0,96)

(1) L'hétéroscédasticité est prise en compte en pondérant par la racine carrée du nombre total d'enfants nés. ; (2) La variable dépendante se réfère à l'ensemble des enfants vivants - valeur égale à 1 - ou morts avant leur 5^{ème} anniversaire - valeur égale à 0 - et nés 5 ans avant la date de l'enquête ; (3) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le \$ et l'erreur type ; (4) Oui = 1 ; (5) Nombre d'années pour chaque niveau d'éducation - «spline» ; (6) Base = <20 ans ; (7) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composantes principales - voir le texte ; base = riches - 75-100^{ème} percentiles ; (8) Base = Ouagadougou (capitale) ; (9) Base = première naissance ; (10) Proportion par zone (cluster) des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993 - pour l'enquête de 1998-99, soit 6 ans lors de l'enquête - ou janvier 1987 - pour l'enquête de 1992-93, soit 6 ans lors de l'enquête - qui ont été vaccinés du BCG, polio et DTC0q ; (11) Proportion par zone (cluster) des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993 - pour l'enquête de 1998-99, soit 6 ans lors de l'enquête - ou janvier 1987 - pour l'enquête de 1992-93, soit 6 ans lors de l'enquête - qui ont été vaccinés du BCG, polio et DTC0q ; (12) Pourcentage de femmes par zone (cluster) au cours des six dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté de personnel médical qualifié - médecin, infirmière, sage-femme ; (13) Modèle développé par Zavoina et McKelvey [1975] ; (14) Base = Bobo & assimilés ; (15) Y compris la constante.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

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

question en Afrique ou en Asie, notamment les approches en termes de mortalité – l'unité d'analyse étant la femme⁶². En outre, ces résultats sont d'autant plus intéressants que le modèle économétrique de la présente étude contrôle par l'intervalle intergénéral et l'âge des mères lors des naissances, ce qui pourrait capter, en partie, le processus de diffusion de l'information associé à une meilleure éducation⁶³.

En troisième lieu, la localisation géographique des ménages est un déterminant de la survie des enfants. Comme l'indique la figure 3, les taux de survie infanto-juvénile sont les plus élevés en milieu urbain, comparativement aux zones rurales. De même, le rapport de l'EDS de 1998-99 met en évidence des écarts de niveau de mortalité avant l'âge d'un an ou de 5 ans très importants selon le milieu de résidence⁶⁴. Or, les résultats présentés au tableau 2 tendent à montrer que, toutes choses égales par ailleurs, le taux de survie infanto-juvénile est plus élevé dans les villes secondaires et le milieu rural – Nord, Ouest et Centre-Sud – que dans la capitale. En fait, un tel résultat s'explique par la spécification du modèle. En effet, ce dernier assure un contrôle par rapport au niveau de vie en termes d'actifs des ménages et aux éléments communautaires, ces derniers étant appréhendés, pour les raisons précédemment soulignées, selon les grappes de l'enquête⁶⁵. Ainsi, on observe que lorsque les facteurs communautaires et le niveau de vie des ménages ne sont pas pris en compte, les coefficients et les effets marginaux relatifs au milieu rural du Nord, de l'Est et du Centre-Sud sont négatifs et significatifs. De même, l'exclusion des seules variables communautaires du modèle entraîne une réduction de la survie des infanto-juvénile dans la région de l'Est, comparativement à la capitale. En d'autres termes, les effets de la localisation spatiale sont, dans une certaine mesure, captés par les effets de la richesse des ménages et des indicateurs utilisés en tant qu'approximation des services communautaires. On observe, en même temps, que la signification des variables liées à la localisation spatiale est moindre en 1998-99 qu'en 1992-93. À cet égard, le tableau A5, en annexe, montre l'absence de signification de la plupart des variables géographiques sur la survie infantile, quelle que soit l'année de l'EDS.

Dans ces conditions, il n'est pas surprenant d'observer l'impact de certains facteurs communautaires sur la survie infanto-juvénile – tableau 2 – et infantile – tableau A5. Tous les modèles indiquent que, toutes choses égales par ailleurs, l'accouchement assisté par du personnel de santé qualifié est en mesure de rehausser la survie infanto-juvénile ou infantile. En effet, les coefficients du pourcentage de femmes par grappe ayant eu au cours des six dernières années, pour au moins un enfant, un accouchement assisté de personnel médical qualifié – médecin, infirmière, sage-femme – sont positifs et significatifs, bien que les effets marginaux soient faibles. De même, on observe un impact négatif de l'incidence de certaines maladies ou infections – fièvre, diarrhées – des enfants sur leur survie. Or, les formations sanitaires sont plus facilement accessibles dans les zones urbaines, à la fois pour des raisons de disponibilité et de transport⁶⁶.

En dernier lieu, plusieurs autres éléments inhérents aux caractéristiques de la mère et des naissances ont un impact sur la survie infanto-juvénile et infantile.

Premièrement, l'âge des mères *lors de la naissance des enfants* est un facteur de la survie des enfants. En effet, la probabilité de survie avant le 1^{er} ou le 5^{ème} anniversaire croît avec l'âge des mères. Ainsi, indépendamment de la période de l'EDS, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de survie avant l'âge de 5 ans pour des enfants issus d'une mère appartenant aux groupes d'âges 20-39 ans, augmente d'une valeur comprise entre 0,02 et 0,07, comparativement à ceux dont les mères ont moins de 20 ans – tableau 2. L'ampleur de la sensibilité de la probabilité de la survie infantile apparaît comparable – tableau A5. Cependant, il importe de souligner que la probabilité de survie infanto-juvénile et infantile s'élève fortement lorsque les femmes ont environ 30 ans. Par exemple, selon le modèle Probit binaire inhérent à l'EDS de 1998-99, les effets marginaux relatifs à l'âge des mères à la naissance sont de 0,050 et 0,067, respectivement, pour celles de 25-29 ans et 30-34 ans. Par conséquent, un âge de procréation trop précoce, lié à une union et/ou un rapport sexuel précoces, accroît

⁶² Voir Lachaud [2001a] pour des références bibliographiques. Mais, pour les Comores, les résultats sont plus contrastés.

⁶³ Par exemple, au Burkina Faso, comme dans maints pays en développement, le niveau d'instruction des femmes influence très nettement le type d'allaitement, l'utilisation de la contraception, l'âge de la première union, l'exposition au risque de grossesse et la fécondité désirée.

⁶⁴ Institut national de la statistique et de la démographie [2000]. Par exemple, la mortalité avant l'âge de 5 ans est de 15,2, 14,2, 13,9, 10,1 et 6,8 pour cent, respectivement, dans le Nord, l'Est, le Centre-Sud, l'Ouest et Ouagadougou.

⁶⁵ Les grappes sont des unités primaires de sondage aléatoirement tirées à l'intérieur de chaque strate – Ouagadougou, autres villes et milieu rural –, avec une probabilité proportionnelle à la taille de la zone de dénombrement.

⁶⁶ L'EDS de 1992-93 comportant un module lié aux services communautaires donne des indications sur ce point. Institut national de la statistique et de la démographie [1994].

les risques de mortalité des enfants. En fait, une évolution semble pouvoir être décelée entre les deux EDS : l'influence de l'âge des mères à la naissance des enfants sur la survie de ces derniers apparaît réellement significative pour la classe d'âge 25-29 ans en 1998-99, alors que l'impact est sensible dès les 20-24 ans en 1992-93. En d'autres termes, l'effet négatif de l'âge précoce des mères à la naissance des enfants – celles qui ont moins de 20 ans – sur leur survie tend à s'estomper légèrement avec le temps. Quoiqu'il en soit, il semble que la relation entre l'âge de la mère lors des naissances et la survie soit influencée par la mortalité néonatale. Ainsi, en 1992-93, le risque de décéder en période néonatale était deux fois plus élevé pour un enfant né d'une femme de moins de 20 ans – 80,5 pour cent – que pour un enfant issu d'une femme de 20-29 ans – 41,4 pour cent⁶⁷. Par contre, entre un et cinq ans, l'âge de la mère à la naissance influe peu sur le risque de décès des enfants.

Deuxièmement, l'étude montre que la survie infanto-juvénile est liée au sexe des enfants. Tous les modèles – indépendamment du type de survie et de la période considérée – indiquent un coefficient de régression relatif aux garçons négatif et significatif, ce qui implique que le risque de décès des garçons est plus élevé que celui des filles. Néanmoins, les effets marginaux inhérents aux modèles Probit sont faibles – de l'ordre de -0,02. Cette observation prévaut dans beaucoup de populations et s'explique, en partie, par le fait qu'au cours des premiers mois, la vulnérabilité des garçons est plus importante que celle des filles, alors qu'entre une et cinq années, la mortalité est quasiment identique selon le genre. Notons que, selon les deux EDS, les filles sont un peu plus fréquemment allaitées dans l'heure ou le jour suivant la naissance que les garçons, et que la durée moyenne d'allaitement est plus longue pour les premières⁶⁸.

Troisièmement, plusieurs autres éléments inhérents à la naissance des enfants influencent la survie infanto-juvénile et infantile. Tout d'abord, le rôle de l'intervalle intergénéral par rapport à la naissance précédente. Tous les modèles estimés affichent un coefficient de régression relatif à l'intervalle intergénéral positif et significatif. De ce fait, la probabilité de survie infanto-juvénile et juvénile croît avec la longueur de l'intervalle intergénéral par rapport à la naissance précédente. En effet, des intervalles courts, en particulier de moins de deux années, réduisent la récupération des capacités physiologiques des femmes, ce qui augmente le risque de mortalité des enfants. Dans la présente étude, cet effet est néanmoins faible lorsque l'on contrôle par les autres facteurs. Par exemple, en 1992-93 et 1998-99, les effets marginaux des modèles Probit stipulent qu'une variation de l'intervalle intergénéral par rapport à la naissance précédente d'un mois rehausse la probabilité de survie infanto-juvénile de l'ordre de 0,005-0,007, toutes choses égales par ailleurs – tableau 2. Ce résultat corrobore l'analyse descriptive des enquêtes EDS du Burkina Faso⁶⁹. Ensuite, des naissances multiples – environ 3,0 pour cent dans chacun des échantillons considérés – réduisent la probabilité d'atteindre le 1^{er} ou le 5^{ème} anniversaire. Les coefficients relatifs aux jumeaux sont négatifs et significatifs pour tous les modèles. Enfin, le rang de la naissance affecte la mortalité des enfants. En effet, tous les coefficients des variables binaires spécifiant les classes du rang des naissances sont négatifs et statistiquement significatifs, quels que soient le type de survie ou la période prise en compte. En d'autres termes, toutes choses égales par ailleurs, la survie infanto-juvénile et infantile diminue avec le rang de la naissance des enfants, relativement à la naissance de rang un. Ce résultat est en accord avec les enseignements de l'analyse descriptive des enquêtes EDS du Burkina Faso, pour lesquelles les quotients de mortalité infanto-juvénile et juvénile demeurent élevés pour les naissances de premier rang, puis diminuent lorsque ce dernier croît. Il importe de souligner que la présente étude examine l'impact du rang de la naissance sur la mortalité des enfants, en contrôlant par un ensemble de paramètres liés aux caractéristiques des femmes, des ménages, des naissances et de la communauté. Dans ce contexte, notons que la présente étude met en évidence deux éléments significatifs. D'une part, les effets marginaux sont relativement importants, de l'ordre de -0,10 à -0,15. Par exemple, en 1998-99, le modèle Probit binaire suggère que, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de survie infanto-juvénile diminue de 0,14 pour les naissances de rang 7 et plus, relativement au premier rang. Ce résultat doit être rapproché du fait qu'au Burkina Faso, les femmes donnent naissance, en moyenne, à 6,8 enfants au cours de leur vie féconde. D'autre part, on observe des effets marginaux croissants – sauf en 1992-93 –, ce qui signifie que la probabilité de survie diminue bien avec le rang des naissances. Ainsi, un rang élevé des naissances représente un risque accru de mortalité, toutes choses étant égales par ailleurs.

⁶⁷ Mais, le risque de mortalité néonatale demeure inférieur à celui de la tranche d'âges 1-11 mois.

⁶⁸ Ces écarts sont cependant assez faibles.

⁶⁹ Par exemple, en 1998-99, les taux de mortalité infanto-juvénile étaient de 29,4 et 10,7 pour cent, respectivement, pour des intervalles avec la naissance précédente de moins de 2 ans et de 4 ans et plus.. Institut national de la statistique et de la démographie [2000].

2. Les déterminants de l'évolution de la survie des enfants

L'objectif de l'étude est de décomposer les variations des taux de survie des enfants au cours des années 1990 selon les coefficients et les variables. A cet égard, il importe de rappeler que l'ampleur des variations prédites des taux de survie entre les deux EDS – 1992-93 et 1998-99 –, par rapport au modèle [2], est assez faible : 0,48 et 1,13 pour cent, respectivement, pour la survie infanto-juvénile et infantile. Ces écarts sont d'ailleurs assez proches de ceux qui sont effectivement constatés: 0,36 et 1,13 pour cent, respectivement – tableau 1⁷⁰. Dans cette perspective, les tableaux 1, 2 et A5 permettent de présenter plusieurs commentaires.

En premier lieu, l'évolution des taux de survie des enfants entre les deux dates s'explique principalement par le changement des coefficients des modèles estimés. Cette affirmation s'appuie sur deux éléments d'analyse. D'une part, le tableau 1 montre que les taux de survie infanto-juvénile et infantile *estimés* sont beaucoup plus affectés par la variation des coefficients – décrivant une combinaison des comportements et de l'environnement – à échantillons constants – lecture en lignes –, que par une modification de la configuration des échantillons – structure de la population – à coefficients constants – lecture en colonnes. En effet, la lecture en lignes des éléments relatifs à la survie, affichés au tableau 1, permet d'appréhender dans quelle mesure les coefficients du modèle Probit varient dans le temps – période délimitée par les deux EDS –, c'est-à-dire l'évolution de la proportion des enfants vivants expliquée par un changement inhérent au modèle. De même, la lecture en colonnes du tableau 1 indique la variation de la moyenne de la probabilité de survie liée aux changements de la distribution des caractéristiques de la population à coefficients constants⁷¹. Par exemple, lorsque les caractéristiques de la population de 1992-93 sont prises en compte, les taux de survie infanto-juvénile prédits passent de 0,7395 à 0,7575, respectivement, compte tenu des coefficients de 1992-93 et de 1998-99, soit un écart de 1,8 pour cent – tableau 1, première ligne. Par contre, avec les coefficients constants de 1992-93, les taux de survie infanto-juvénile prédits sont de 0,7395 et 0,7298, respectivement, avec les échantillons de 1992-93 et de 1998-99, soit un écart de -0,97 pour cent – tableau 1, première colonne. Une observation similaire prévaut en ce qui concerne la survie infantile. Evidemment, il importe de relativiser ce résultat, étant donné la faiblesse des écarts des taux de survie entre les deux dates, l'importance des erreurs types des valeurs prédites et l'absence de signification de la statistique O. D'autre part, le tableau 2 montre que l'écart des taux de survie infanto-juvénile prédits entre les deux EDS de 0,48 pour cent – relation [5] – s'explique par une contribution de 1,44 pour cent en termes de coefficients et de -0,96 pour cent par rapport aux variables. De même, la différence liée aux taux de survie infantile de 1,13 pour cent est imputable à une variation de 1,82 et -0,69 pour cent, respectivement, en termes de coefficients et de variables. En d'autres termes, la contribution des coefficients des modèles rehausse la survie des enfants, alors que l'inverse prévaut en ce qui concerne les variables. Par conséquent, au Burkina Faso, les variations – faibles – de la survie des enfants au cours des années 1990 semblent devoir être reliées beaucoup plus à des modifications des comportements et de l'environnement, exprimés par les coefficients des modèles économétriques Probit estimés, qu'à une modification de la structure de la population.

En deuxième lieu, cette conclusion incite à appréhender les coefficients ayant eu le plus d'impact parmi ceux qui varient – relation [6] –, de même que les caractéristiques de la population responsables des modifications de sa structure – relation [7] – au cours de la période délimitée par les deux EDS⁷². Examinons, dans un premier temps, le cas de la survie infanto-juvénile – tableau 2, deux dernières colonnes. Lorsque l'on s'intéresse aux coefficients significatifs et à ceux qui induisent les changements les plus importants en termes de survie, plusieurs commentaires peuvent être formulés. Premièrement, le tableau 2 tendrait à montrer que la variation des coefficients relatifs à la pauvreté – en termes d'actifs – de 1998-99, par rapport à ceux de 1992-93, a induit une hausse de la survie infanto-juvénile. En effet, un écart positif de 1,43 pour cent de la survie en termes de coefficients, signifie que la probabilité de survie en 1998-99, à caractéristiques de la population données pour cette période – notamment le ratio de pauvreté –, a crû par rapport à 1992-93, c'est-à-dire que les plus démunis, relativement aux plus riches, ont une meilleure capacité de promouvoir la santé des enfants, toutes choses égales par ailleurs. Cet effet positif des coefficients est cohérent avec la baisse de la pauvreté d'ensemble affichée par les tests de dominance de premier et deuxième ordre – figures A5 et A6. Par conséquent, si l'estimation de l'évolution de la pauvreté est exacte, il se pourrait que la hausse du niveau de vie des plus démunis entre 1992-93

⁷⁰ On doit ajouter que la statistique O n'est pas significative – tableau 1.

⁷¹ La lecture en diagonale du tableau 1 indique la moyenne de la probabilité prédite pour une période en utilisant les coefficients et l'échantillon de cette période.

⁷² Cette procédure a été effectuée en opérant quelques regroupements en fonction de la proximité de certains paramètres.

et 1998-99 – appréhendée par rapport aux actifs –, ait eu une influence positive sur la survie des enfants. Evidemment, comme cela a été précédemment suggéré – tableau A3, et figures A5 et A6 –, la pauvreté est susceptible d'avoir changé – faible diminution du ratio et légère augmentation de l'écart de pauvreté estimés par la présente étude, pour le sous-échantillon englobant des femmes ayant eu des enfants –, et cet effet doit être pris en compte. La contribution des variables inhérentes à la pauvreté réduit la survie des enfants – tableau 2, dernière colonne. La valeur négative contrebalance l'impact positif des coefficients, bien que l'ampleur de l'écart ne soit pas très importante. Elle appelle quelques explications. En effet, on rappelle, comme l'exprime la relation [7], que l'appréciation de cet effet provient du calcul de la différence entre, d'une part, le taux de survie prédit, lié aux caractéristiques de l'échantillon de 1998-99 et les coefficients de 1992-93, et, d'autre part, le taux de survie prédit issu de ces derniers et des caractéristiques de 1998-99, sauf celles inhérentes à la pauvreté. De ce fait, on appréhende l'effet marginal des changements de la proportion de pauvres entre les deux périodes, toutes choses égales par ailleurs. Un écart négatif stipule que la proportion de pauvres de 1998-99, par rapport à celle de 1992-93, réduit la survie des enfants, les comportements de 1992-93 – coefficients – étant constants. En réalité, ce résultat, quelque peu contradictoire avec la baisse estimée du ratio de pauvreté, est artificiel. En effet, les variables du modèle [2] relatives au niveau de vie sont stratifiées selon les quartiles, ce qui signifie que, pour les deux dates, la pauvreté relatives se réfère aux 25^{ème} percentiles de la distribution. Mais, les discontinuités des scores de l'analyse en composantes principales ne permettent pas de spécifier exactement ces percentiles. Ainsi, comme le montre le tableau A4, les ratios de pauvreté relative sont de 0,232 et 0,249 pour cent, respectivement, en 1992-93 et 1998-99, ce qui implique une augmentation de la pauvreté. En d'autres termes, le modèle inhérent à 1998-99 n'intègre pas la diminution estimée du ratio de pauvreté, mais plutôt une légère augmentation de cette dernière, ce qui justifie la valeur négative de la contribution des variables.

Deuxièmement, des éléments inhérents aux caractéristiques des naissances semblent jouer un rôle dans l'évolution de la survie des enfants. La contribution des coefficients inhérents au rang des naissances accroît la survie de 2,60 pour cent, ce qui implique que les ménages ont une meilleure opportunité de préserver la santé des enfants qui naissent au-delà du premier. On note que la valeur relative de cet effet est l'une des plus élevées, et qu'elle est considérablement renforcée par la contribution des variables – 0,92 pour cent. Par contre, l'intervalle intergénéral par rapport à la naissance précédente a un effet contrasté sur la survie des enfants. Alors que l'effet des coefficients est fortement négatif – -3,85 pour cent –, la contribution des variables est positive et élevée – 0,97 pour cent. Ce résultat pourrait signifier que la récupération de la capacité physiologique des femmes ne s'est pas améliorée, malgré une très légère augmentation de l'intervalle intergénéral – tableau A4.

Troisièmement, le rôle des variables communautaires doit aussi être souligné. Dans ce cas, également, les effets sont assez mitigés. Par exemple, le tableau 2 met en évidence une contribution positive et élevée des coefficients liés à l'accouchement des femmes assisté par du personnel qualifié, ce qui pourrait suggérer une meilleure efficacité des formations sanitaires en termes de soins prénatals, d'accouchements, de consultation de nourrissons, etc. En même temps, la part des variables dans l'explication de l'évolution de la survie est négative, et contrebalance considérablement l'effet précédent. En fait, ce résultat était attendu. Selon les EDS, le pourcentage moyen de femmes ayant été assistées lors de leur accouchement par du personnel qualifié est passé de 44,5 à 33,5 pour cent entre 1992-93 et 1998-99 – tableau A4⁷³. Par ailleurs, notons l'impact positif des coefficients relatifs aux maladies des enfants, très faiblement contrebalancé par l'effet des variables.

Quatrièmement, deux autres éléments relatifs aux femmes attirent l'attention. D'une part, si le comportement des femmes ayant un niveau d'instruction donné influence positivement – mais faiblement – la survie des enfants – contribution des coefficients de 0,11 pour cent –, l'effet est largement contrebalancé par la contribution négative des variables⁷⁴. Dans ce contexte, le tableau A4 indique une réduction du nombre moyen d'années d'instruction des femmes, même si l'alphabétisation, toujours très faible, progresse quelque peu. Or, la présente étude a déjà souligné l'impact potentiel de l'éducation des mères sur la santé des enfants. D'autre part, la contribution des coefficients liés aux ménages gérés par des femmes est largement positive, ce qui pourrait signifier que la capacité de promotion de la survie des enfants est, dans une certaine mesure, fonction

⁷³ On rappelle que ces pourcentages représentent une moyenne par grappe de sondage. Toutefois, ils concordent avec ceux qui sont présentés dans les rapports des EDS. Ainsi, en 1992-93, 41,5 pour cent des naissances survenues au cours des cinq années précédant l'enquête ont été assistées par un médecin, une infirmière ou une sage-femme. Or, en 1998-99, ce pourcentage est tombé à 31,0 pour cent. Institut national de la statistique et de la démographie [1994], [2000].

⁷⁴ Les caractéristiques des naissances captent probablement une partie de l'effet de l'éducation des mères.

des opportunités économiques des femmes, un résultat déjà constaté dans ce même pays⁷⁵. Néanmoins, on ne doit pas attacher une importance excessive à ce commentaire, les coefficients du statut de chef de ménage des modèles Probit n'étant pas statistiquement significatifs.

La décomposition relative à la survie infantile s'inscrit dans les tendances précédemment explicitées. Notons seulement le rôle particulièrement important de la part des coefficients inhérents au niveau de vie des ménages : 2,05 pour cent, comparativement à une contribution de l'ensemble des coefficients de 1,82 pour cent. Par conséquent, la réduction de la pauvreté des ménages, notamment la profondeur, exerce aussi un effet positif sur la survie infantile.

5. Conclusion

Fondée sur les enquêtes démographiques et de santé – EDS – du Burkina Faso de 1992-93 et 1998-99, la présente recherche avait pour principal objectif d'explicitier les facteurs de la dynamique des taux de survie infanto-juvénile et infantile entre les deux dates, et les relations qui prévalent entre cette dernière et la pauvreté. A cet égard, l'analyse permet de présenter trois conclusions.

En premier lieu, au Burkina Faso, le maintien d'un modèle de mortalité élevée est vraisemblablement en relation avec la persistance de la pauvreté. S'agissant de la mortalité des enfants, celle-ci demeure toujours très élevée – supérieure d'un tiers par rapport à la moyenne de l'Afrique subsaharienne – et a peu changé entre les deux dates séparant les deux enquêtes démographiques et de santé – 1992-93 et 1998-99. En effet, entre 1993 et 1999, si la mortalité infanto-juvénile des enfants nés au moins 5 ans avant la date des enquêtes s'accroît légèrement – 21,2 à 21,4 pour cent –, la mortalité infantile régresse quelque peu – 15,2 à 14,4 pour cent. De même, au cours de cette période, les taux de survie infantile et infanto-juvénile s'accroissent, respectivement, de 1,7 – 0,839 à 0,856 – et 0,4 points – 0,746 à 0,749 – de pourcentage. Par ailleurs, un sous-produit de la présente étude est de permettre une comparaison de la pauvreté dans le temps, en supposant que prévaut une relation étroite entre les actifs des ménages et un indicateur de niveau de vie de ces derniers, par exemple, la consommation. Dans ce contexte, l'hypothèse d'une relative stabilité de la pauvreté dans ce pays au cours de la période considérée est à prendre en compte, les indications fournies par les approches monétaires et des actifs, quoique parfois contradictoires, demeurant assez proches.

En deuxième lieu, l'estimation économétrique des déterminants de la survie des enfants, réalisée à l'aide du modèle Probit, suggère plusieurs observations relativement communes aux deux périodes des EDS. Premièrement, le niveau de vie des ménages en termes d'actifs apparaît comme un facteur de la mortalité des enfants. En effet, les enfants des ménages très pauvres et pauvres sont les plus affectés par les décès avant leur 1^{er} ou 5^{ème} anniversaire. Deuxièmement, malgré des résultats contrastés selon les EDS et le type de mortalité pris en compte, les taux de survie des enfants sont directement reliés au niveau d'éducation des parents, notamment la mère – résultat d'autant plus intéressants que le contrôle par l'intervalle intergénérisique et l'âge des mères lors des naissances est susceptible de capter, en partie, le processus de diffusion de l'information associé à une meilleure éducation. Troisièmement, la localisation géographique des ménages est un déterminant de la survie des enfants, les taux de survie infanto-juvénile étant les plus élevés en milieu urbain, comparativement aux zones rurales – bien que cet effet soit capté par le niveau de vie et les facteurs communautaires. De ce fait, l'impact de certains facteurs communautaires sur la survie infanto-juvénile et infantile est réel. Par exemple, tous les modèles indiquent que, toutes choses égales par ailleurs, l'accouchement assisté par du personnel de santé qualifié est en mesure de rehausser la survie des enfants. Quatrièmement, plusieurs autres éléments inhérents aux caractéristiques de la mère et des naissances ont un impact sur la survie infanto-juvénile et infantile : (i) âge des mères lors de la naissance des enfants – probabilité de survie avant le 1^{er} ou le 5^{ème} anniversaire croissant avec l'âge des mères; (ii) sexe des enfants – risque de décès des garçons supérieur à celui des filles; (iii) intervalle intergénérisique – probabilité de survie infanto-juvénile et juvénile croissant avec la longueur de l'intervalle intergénérisique inhérent à la naissance précédente ; (iv) naissances multiples et rang de la naissance – la survie infanto-juvénile et infantile diminue avec le rang de la naissance des enfants, relativement à la naissance de rang un.

En troisième lieu, l'objectif de l'étude était de décomposer la variation – faible – des taux de survie des enfants au cours de la période délimitée par les EDS en deux éléments. D'une part, les variations inhérentes aux

⁷⁵ Lachaud [1998].

variables qui déterminent la survie ou la mortalité à un moment donné, et, d'autre part, les changements associés avec la fonction décrivant les relations sous-jacentes. Cette approche permet de présenter plusieurs commentaires, relativement communs aux deux types de survie. Premièrement, l'évolution des taux de survie des enfants entre les deux dates s'explique principalement par le changement des coefficients des modèles estimés. En effet, d'une part, on montre que les taux de survie infanto-juvénile et infantile *estimés* sont beaucoup plus affectés par la variation des coefficients – décrivant une combinaison des comportements et de l'environnement – à échantillons constants –, que par une modification de la configuration des échantillons – structure de la population – à coefficients constants. D'autre part, la contribution des coefficients des modèles rehausse la survie des enfants, alors que l'inverse prévaut en ce qui concerne les variables. Par exemple, l'écart des taux de survie infanto-juvénile prédits entre les deux EDS de 0,48 pour cent s'explique par une contribution de 1,44 pour cent en termes de coefficients et de -0,96 pour cent par rapport aux variables. Deuxièmement, cette conclusion incite à appréhender les coefficients ayant eu le plus d'impact, de même que les caractéristiques de la population responsables des modifications de sa structure au cours de la période délimitée par les deux EDS. A cet égard, l'analyse met en évidence plusieurs paramètres à l'origine de changements importants en termes de survie : (i) la variation des coefficients relatifs à la pauvreté de 1998-99, par rapport à ceux de 1992-93, a induit une hausse de la survie infanto-juvénile – faiblement contrebalancée par l'effet des variables –, c'est-à-dire que les plus démunis, relativement aux plus riches, ont une meilleure capacité de promouvoir la santé des enfants, toutes choses égales par ailleurs – effet positif des coefficients cohérent avec la baisse de la pauvreté d'ensemble affichée par les tests de dominance du sous-échantillon de ménages englobant des femmes ayant eu enfants ; (ii) des éléments inhérents aux caractéristiques des naissances semblent jouer un rôle dans l'évolution de la survie des enfants : contribution positive et très élevée des coefficients inhérents au rang des naissances – meilleure opportunité de préserver la santé des enfants qui naissent au-delà du premier –, considérablement renforcée par la contribution des variables ; effet contrasté de l'intervalle intergénéral par rapport à la naissance précédente – effet des coefficients fortement négatif, mais contribution des variables positive et élevée ; (iii) le rôle des variables communautaires, bien que mitigé, doit aussi être souligné : par exemple, contribution positive et élevée des coefficients liés à l'accouchement des femmes assisté par du personnel qualifié – meilleure efficacité des formations sanitaires –, fortement contrebalancée par la part des variables.

En définitive, l'étude montre que, malgré la croissance économique soutenue, les progrès en termes de développement humain au Burkina Faso – en particulier la mortalité des enfants –, ont été relativement minces au cours des années 1990. En outre, afin de réduire sensiblement la mortalité des enfants – beaucoup plus élevée dans ce pays que la moyenne de l'Afrique subsaharienne –, la recherche tend à renforcer l'idée de la nécessité d'accélérer la mise en oeuvre des politiques de lutte contre la pauvreté, et de promouvoir fortement l'accès des femmes à l'instruction et aux services sociaux de base. Il s'agit d'un défi particulièrement difficile à relever, compte tenu des multiples contraintes – naturelles, économiques, sociales, institutionnelles et régionales – qui prévalent.

Références bibliographiques

Appleton, S., Song, L. 1999. *Income and human development at the household level: evidence from six countries*, Washington, mimeo, version révisée, Banque mondiale.

Banque mondiale 1997. *Sector strategy: health, nutrition and population*, Washington, Banque mondiale.

–. 2001a. *World development report 2000/2001. Attacking poverty*, Washington, Banque mondiale.

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

Barrera, A. 1990. «The role of maternal schooling and its interaction with public health programs in child health production», *Journal of Development Economics*, vol. 32, pp. 69-91.

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.

- Gomulka, J., Stern, N. 1990. «The employment of married women in the United Kingdom 1970-83», *Economica*, vol.57, pp.171-99.
- Guilkey, D.K. 1998. «The determinants of child mortality in the Pilippines: estimation of a structural model», *Journal of Development Economics*, vol. 56, pp. 281-305.
- 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.
- . 1999, *Analysis of poverty in Burkina Faso*, Ouagadougou, Burkina Faso.
- . 2000, *Rapport sur l'enquête démographique et de santé 1998-1999*, Ouagadougou, Burkina Faso.
- Lachaud, J.-P. 1997. *Pauvreté, vulnérabilité et marché du travail au Burkina Faso*, Bordeaux, série de recherche n/2, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- . 1998. «Gains féminins, allocation des biens et statut nutritionnel des enfants au Burkina Faso, *Revue d'économie du développement*, n/2, pp.3-53.
- . 2000a. *Pauvreté et inégalité en Afrique. Contribution à l'analyse spatiale*, Bordeaux, série de recherche n/4, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- . 2000b. *Dépenses des ménages, développement humain et pauvreté au Burkina Faso : substitution ou complémentarité?*, Bordeaux, document de travail n/49, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- . 2001a. *Modélisation des déterminants des enfants et pauvreté aux Comores*, Bordeaux, document de travail n/53, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- . 2001b. *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.
- Mackinnon, J. 1995. *Health as an informational good: The determinants of child nutrition and mortality during political and economic recovery in Uganda*, Oxford, Centre for the Studies of African Economics, WPS/95-9.
- Magnac, T. 1987. *Analyse de l'offre de travail sur un marché concurrentiel*, Thèse EHESS, Paris.
- Ministère de l'économie et des finances 2000. *Poverty reduction strategy paper*, Ouagadougou, 25 mai, Burkina Faso.
- Organisation mondiale de la santé 1999. *The world health report 1999: making a difference*, Genève, Organisation mondiale de la santé.
- Pitt, M.P., Rosenzweig, M.R.1986. «Agricultural prices, food consumption, and the health and productivity of Indonesia farmers», dans l'ouvrage publié sous la direction de Singh, I., Squire, L., Strauss, J : *Agricultural household models. Extensions, applications and policy*, Washington, Banque mondiale.
- Pnud 1997. *Rapport mondial sur le développement humain 1997*, Paris, Economica.
- . 2000. *Rapport mondial sur le développement humain 2000*, Bruxelles, De Boeck. Université
- 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. 1981. *Poverty and famines. An essay on entitlement and deprivation*. Oxford, Clarendon Press.
- . 1992. *Inequality reexamined*. Oxford, Clarendon Press.
- . 1998. «Mortality as an indicator of success or failure», *Economic journal*, vol. 108. pp.1-25.

Singh, I., Squire, L., Strauss, J. 1986. «The basic model: theory, empirical results, and policy conclusions», dans l'ouvrage publié sous la direction de Singh, I., Squire, L., Strauss, J : *Agricultural household models. Extensions, applications and policy*, Washington, Banque mondiale.

Stoker, T.M. 1985. «Aggregation, structural change, and cross-section estimation», *Journal of the American statistical association*, vol. 80, n/391, pp. 720-29.

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

White, H., Killick, T. 2001. *African poverty at the millennium. Causes, complexities and challenge*, Washington, Banque mondiale.

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.

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 ("=0)		Profondeur ("=1)		Intensité ("=2)			Incidence ("=0)		Profondeur ("=1)		Intensité ("=2)		
	Valeur - PO	Contribution ⁴	Valeur - P1	Contribution ⁴	Valeur - P2	Contribution ⁴		Valeur - PO	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	100,0	5,6	100,0	2,2	100,0	5143	21,8	100,0	7,4	100,0	3,7	100,0	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	40,9 ³	100,0	10,8	100,0	4,5	100,0	5143	38,2	100,0	12,1	100,0	6,0	100,0	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.

Tableau A3 : 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 ("=0)		Profondeur ("=1)		Intensité ("=2)			Incidence ("=0)		Profondeur ("=1)		Intensité ("=2)		
	Valeur - PO	Contribution ⁴	Valeur - P1	Contribution ⁴	Valeur - P2	Contribution ⁴		Valeur - PO	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	25,0	100,0	6,5	100,0	2,5	100,0	2868	23,5	100,0	6,8	100,0	3,2	100,0	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	40,3 ³	100,0	10,9	100,0	4,4	100,0	2868	36,3	100,0	10,2	100,0	4,9	100,0	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.

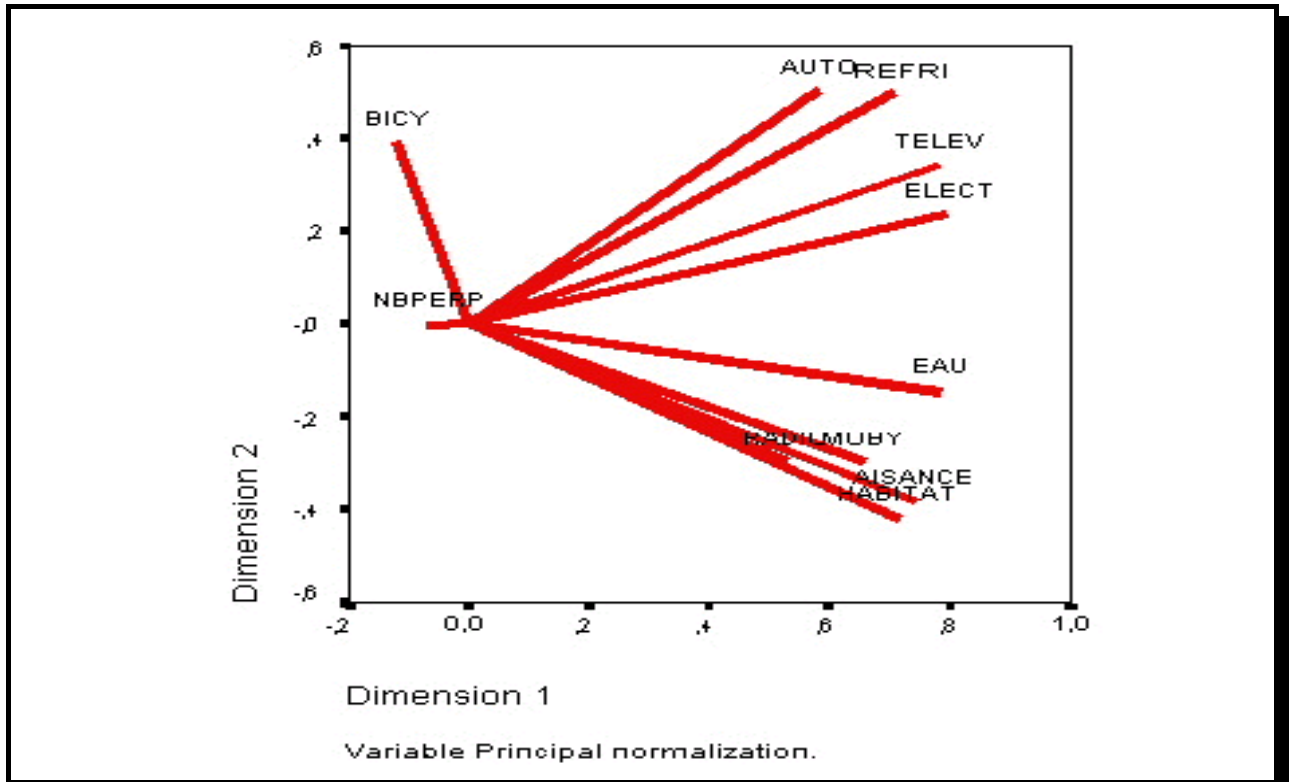


Figure A1 : Niveau de vie de l'ensemble des ménages en termes d'actifs : analyse en composantes principales non linéaire - Burkina Faso 1992-93

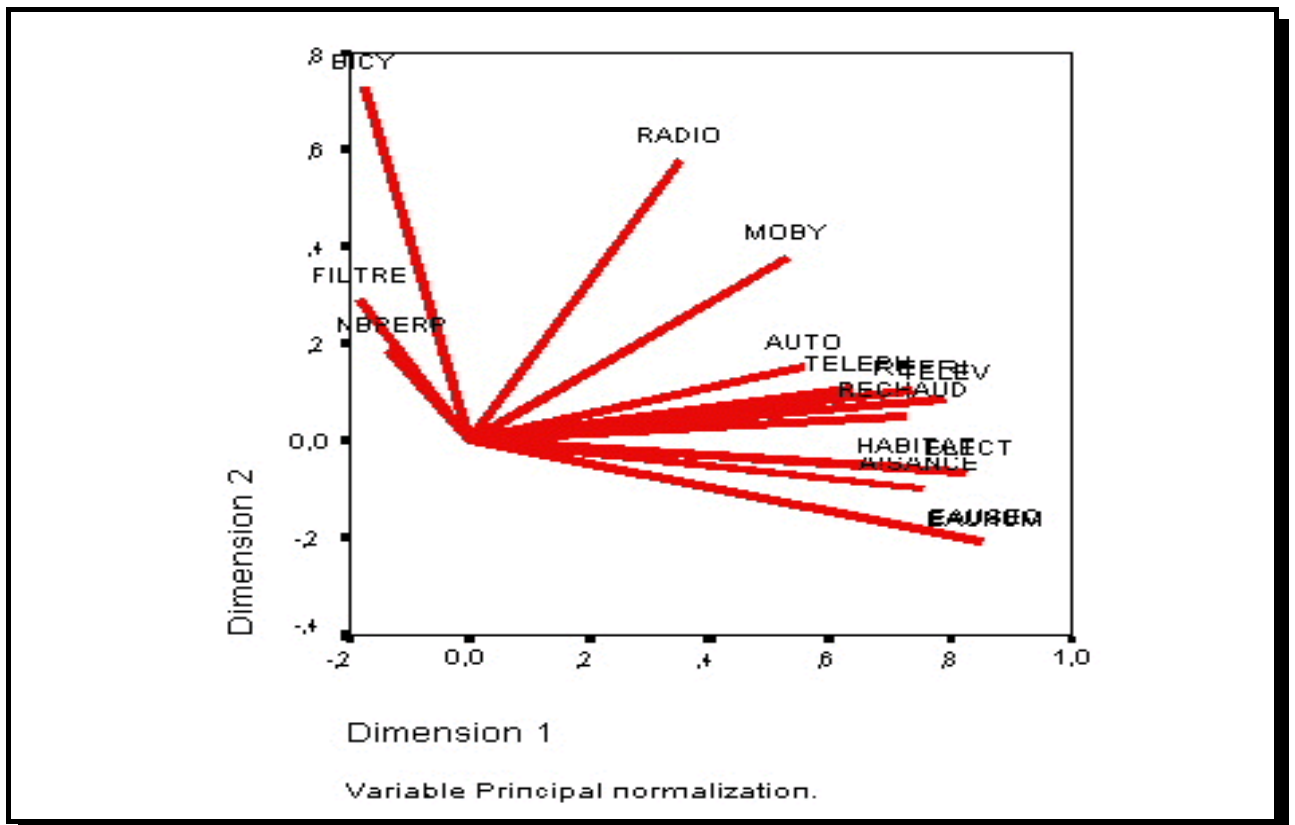


Figure A2 : Niveau de vie de l'ensemble des ménages en termes d'actifs : analyse en composantes principales non linéaire - Burkina Faso 1998-99

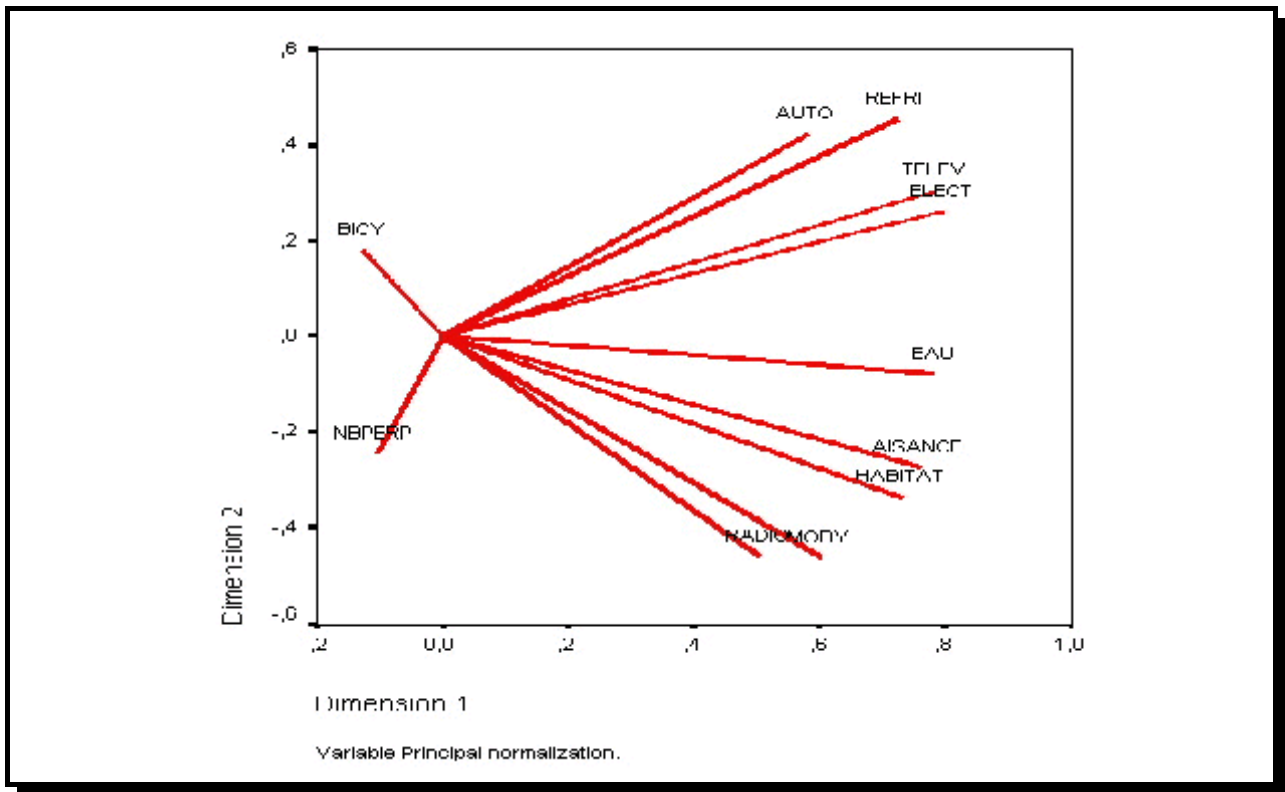


Figure A3 : Niveau de vie en termes d'actifs du sous-groupe des ménages englobant les femmes ayant eu des enfants : analyse en composantes principales non linéaire - Burkina Faso 1992-93

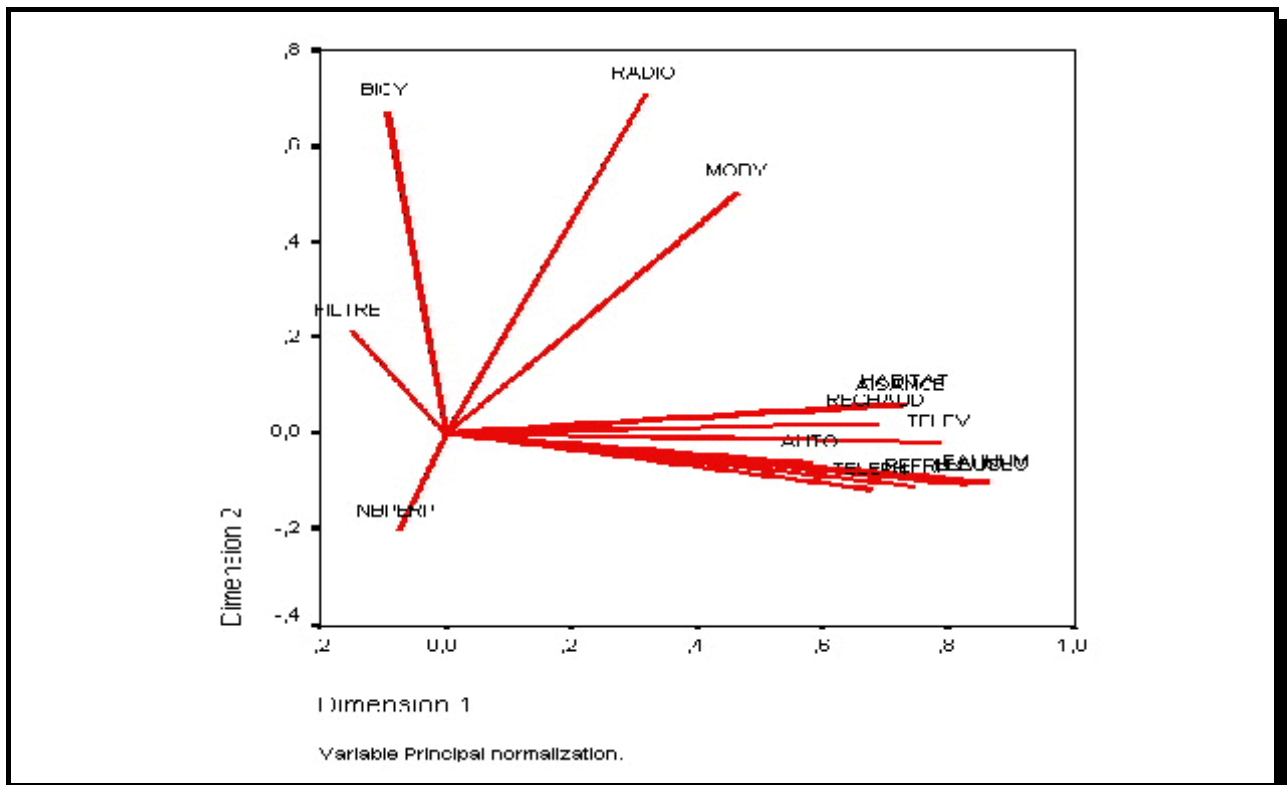


Figure A4 : Niveau de vie en termes d'actifs du sous-groupe des ménages englobant les femmes ayant eu des enfants : analyse en composantes principales non linéaire - Burkina Faso 1998-99

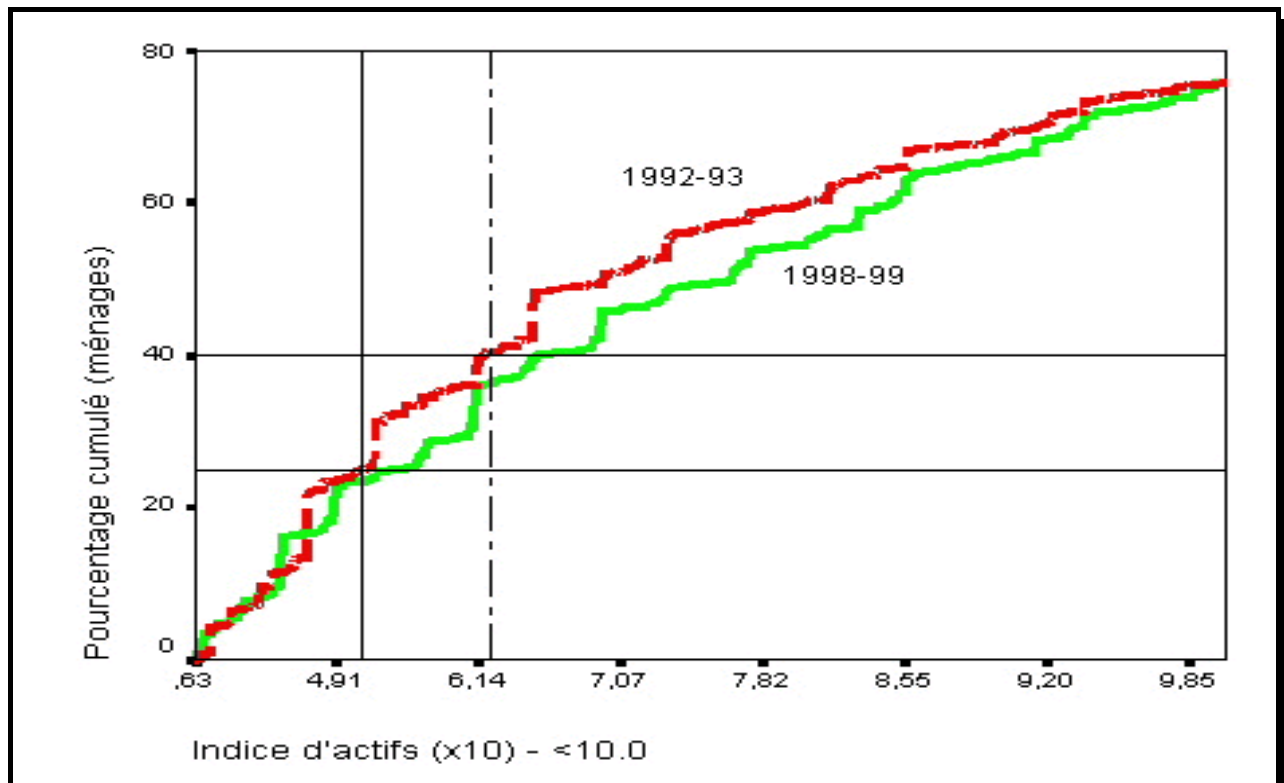


Figure A5 : Courbes d'incidence de pauvreté du sous-groupe des ménages englobant des femmes ayant eu des enfants : test de dominance de premier ordre 1992-93 & 1998-99 - Burkina Faso

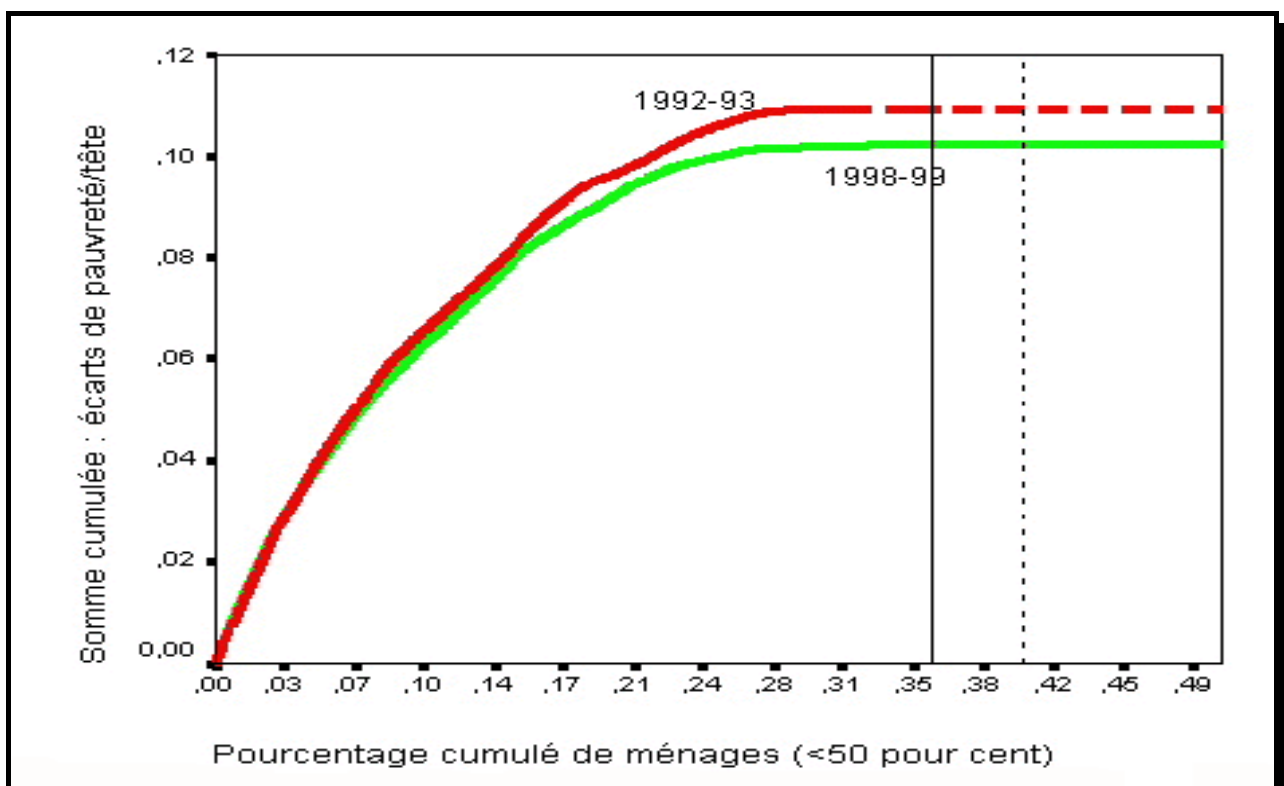


Figure A6 : Courbes TIP 1992-93 & 1998-99 pour le sous-groupe de ménages englobant des femmes ayant eu des enfants : test de dominance de deuxième ordre - Burkina Faso

Tableau A4 : Statistiques descriptives relatives aux estimations de la survie des enfants - Burkina Faso 1992-1999

Paramètre	1992-93		1998-99	
	O	F	O	F
Variables				
Taux de mortalité <5 ans	0,212	0,216	0,214	0,219
Taux de mortalité <1 an	0,152	0,214	0,149	0,214
Alphabétisation des femmes	0,082	0,275	0,055	0,229
Education des femmes (années)				
Primaire	0,517	1,585	0,384	1,386
Secondaire	0,132	0,874	0,103	0,736
Age des femmes (%)				
15-24 ans	0,090	0,286	0,086	0,280
25-29 ans	0,249	0,432	0,223	0,416
30-34 ans	0,229	0,420	0,207	0,405
35-39 ans	0,194	0,395	0,207	0,405
40-44 ans	0,135	0,342	0,151	0,358
45-49 ans	0,101	0,302	0,125	0,330
Présence du mari/conjoint	0,905	0,292	0,900	0,299
Femme chef de ménage	0,034	0,182	0,037	0,189
Nombre d'enfants nés/femme	5,4	2,5	5,4	2,5
Education du mari/conjoint (années)				
Primaire	0,478	1,552	0,332	1,314
Secondaire	0,195	1,189	0,142	0,995
Niveau de vie du ménage (%)				
Riches	0,252	0,434	0,248	0,432
Intermédiaires	0,251	0,433	0,249	0,432
Pauvres	0,264	0,441	0,253	0,434
Très pauvres	0,232	0,422	0,249	0,432
Appartenance ethnique				
Bobo & assimilé	0,199	0,399	0,172	0,378
Mossi & assimilé	0,655	0,475	0,712	0,450
Peuhl & assimilé	0,070	0,255	0,073	0,261
Autres ethnies & étrangers	0,063	0,242	0,037	0,188
Localisation spatiale				
Ouagadougou	0,099	0,299	0,063	0,243
Villes secondaires	0,070	0,255	0,066	0,247
Rural Nord	0,163	0,369	0,131	0,337
Rural Est	0,194	0,395	0,277	0,448
Rural Ouest	0,207	0,405	0,190	0,392
Rural Centre-Sud	0,265	0,441	0,271	0,445
Variables communautaires¹				
1. Enfants				
Fièvre	36,9	13,9	37,7	13,7
Toux	33,3	15,4	34,6	13,9
Diarrhée	22,0	10,4	21,6	10,6
2. Femmes				
Vaccination	30,3	21,8	32,2	21,5
Accouchement assisté	44,5	37,3	35,3	31,1
N (femmes)	3 658	-	3 846	-
Pourcentage enfants vivants <5^e an.	0,746	0,435	0,749	0,433
Pourcentage enfants vivants <1^{er} an.	0,844	0,362	0,855	0,351
Age femmes lors des naissances (%)				
<20 an<	0,254	0,436	0,238	0,425
20-24 ans	0,330	0,470	0,320	0,465
25-29 ans	0,220	0,414	0,231	0,421
30-34 ans	0,129	0,335	0,142	0,349
≥ 35 ans	0,065	0,447	0,070	0,255
Naissances				
Sexe des enfants – masculin	0,515	0,499	0,505	0,499
Inter. intergénérisque/naissance précédente (mois)	23,4	18,8	24,0	19,3
Jumeau	0,030	0,170	0,030	0,169
Rang de la naissance				
1 ^{ère} naissance	0,238	0,426	0,231	0,421
2-3 ^{ème} naissance	0,362	0,480	0,356	0,478
4-6 ^{ème} naissance	0,294	0,455	0,299	0,457
7 ^{ème} naissance	0,104	0,305	0,112	0,316
N (enfants)²	14 621	-	15 830	-

(1) Voir le texte pour la description des variables ; (2) Les données se rapportent à l'échantillon comprenant les enfants morts avant leur 5^{ème} anniversaire – sauf pour le pourcentage d'enfants vivants <1 an. La plupart des informations ne variant pas.

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

Tableau A5 : Coefficients de régression des estimations Probit des déterminants de la probabilité de survie infantile - <1 ans ; unité d'analyse = enfants - et décomposition des déterminants de l'évolution de la survie - Burkina Faso 1992-1999

Paramètres Variables	Probabilité de survie						Décomposition	
	Probit binaire ^{1,2} : 1992-93			Probit binaire ^{1,2} : 1998-99			Coefficient Variables s	Variables (%)
	\$	t ³	Effets marg.	\$	t ³	Effets marg.		
Constante	0,9229	7,277*	0,2020*	0,8548	6,128*	0,1844*	-	-
Alphabétisation des femmes ⁴	0,1170	0,847	0,0241	-0,0361	-0,223	-0,0079	-}	-}
Education des femmes ⁵							}	}
Primaire	0,0116	0,478	0,0025	0,0582	2,168*	0,0125*	0,11}	-0,30}
Secondaire	0,0456	1,112	0,0099	0,0383	0,836	0,0082	-}	-}
Age des femmes lors des naissances ⁶								
20-24 ans	0,1665	4,083*	0,0352*	0,0931	2,327*	0,0197*	-}	-}
25-29 ans	0,1614	2,996*	0,0336*	0,1834	3,498*	0,0375*	-0,13}	-0,09}
30-34 ans	0,1676	2,463*	0,0343*	0,2653	4,117*	0,0515*	-}	-}
\$ 35 ans	0,2015	2,376*	0,0400*	0,2012	2,485*	0,0394*	-}	-}
Présence du mari/conjoint ⁴	-0,0471	-0,753	-0,0101	0,0572	1,023	0,0126	-}	-}
Femme chef de ménage ⁴	0,0947	0,941	0,0197	0,0543	0,629	0,0114	2,13}	-0,01}
Education du mari/conjoint ⁵								
Primaire	0,0297	2,036*	0,0065*	0,0271	1,616	0,0058	-0,08}	-0,18}
Secondaire	-0,0041	-0,146	-0,0008	-0,0557	-1,921*	-0,0120*	-}	-}
Niveau de vie du ménage ⁷								
Très pauvres	-0,2380	-4,904*	-0,0557*	-0,0555	-1,266	-0,0121	-}	-}
Pauvres	-0,1279	-2,718*	-0,0288*	-0,0705	-1,610	-0,0155	2,05}	-0,35}
Intermédiaires	-0,0905	-1,968*	-0,0203*	0,0058	0,135	0,0012	-}	-}
Appartenance ethnique ¹⁴								
Mossi & assimilé	-0,0057	-0,116	-0,0012	0,0700	1,556	0,0153	-}	-}
Peuhl & assimilé	-0,1632	-2,576*	-0,0385*	0,1006	1,512	0,0206	0,07 ^{15}} }	-0,08}
Autres ethnies & étrangers	0,0345	0,521	0,0074	-0,0481	-0,620	-0,0106	-}	-}
Localisation spatiale ⁸								
Villes secondaires	0,1147	1,409	0,0237	-0,0293	-0,308	-0,0064	-0,14	-0,23
Rural Nord	0,1618	2,034*	0,0333*	0,1158	1,200	0,0238	-0,11	-0,00
Rural Est	0,0132	0,180	0,0028	-0,0827	-0,905	-0,0182	-0,60	0,04
Rural Ouest	0,1259	1,615	0,0264	-0,0167	-0,169	-0,0036	-0,60	0,09
Rural Centre-Sud	0,1080	1,469	0,0230	-0,0949	-1,033	-0,0209	-1,16	0,11
Sexe des enfants - masculin	-0,0893	-3,227*	-0,0195*	-0,1128	-4,199*	-0,0243*	-0,27	0,16
Intervalle intergénérisique - naissance précédente (mois)	0,0274	18,258*	0,0060*	0,0194	14,414*	0,0041*	-}	-}
Jumeau ⁹	-1,0363	-15,756*	-0,3335*	-0,9776	-15,209*	-0,3084*	-0,79 ^{16}} }	-0,18 ^{16}} }
Rang de naissance ⁹							}	}
2-3ème naissance	-0,5479	-9,980*	-0,1313*	-0,3390	-6,444*	-0,0775*	-}	-}
4-6ème naissance	-0,5151	-8,417*	-0,1244*	-0,4307	-7,227*	-0,1010*	-}	-}
7ème naissance	-0,6480	-8,359*	-0,1781*	-0,4813	-6,435*	-0,1240*	-}	-}
Variables communautaires								
1. Enfants								
Fièvre ¹⁰	-0,0035	-2,153*	-0,0007*	-0,0037	-2,418*	-0,0008*	-}	-}
Toux ¹⁰	0,0020	1,467	0,0004	-0,0043	-0,330	-0,0001	2,11}	-0,05}
Diarrhée ¹⁰	-0,0031	-2,077*	-0,0006*	0,0031	1,838**	0,0006**	-}	-}
Vaccination ¹¹	-0,0012	-1,767**	-0,0002**	0,0004	0,564	0,0001	}	-}
2. Femmes								
Accouchement assisté ¹²	0,0022	4,377*	0,0004*	0,0018	2,762*	0,0004*	-0,27	-0,87
Log vraisemblance			-5251,90			-5524,42	-	-
P ² (sig)			228,32 (0,000)			219,09 (0,000)	-	-
% cas bien classés			85,9			86,2	-	-
ZM ¹³			0,39			0,36	-	-
N			13 040			13 933	-	-
Taux de survie prédits (effectifs)			83,94 (84,40)			74,43 (74,94)	-	-
Ecart prédits (effectifs)			-			-	2,31 (1,82)	-0,20 (-0,69)

(1) L'hétéroscédasticité est prise en compte en pondérant par la racine carrée du nombre total d'enfants nés. ; (2) La variable dépendante se réfère à l'ensemble des enfants vivants - valeur égale à 1 - ou morts avant leur 5^{ème} anniversaire - valeur égale à 0 - et nés 5 ans avant la date de l'enquête ; (3) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le \$ et l'erreur type ; (4) Oui = 1 ; (5) Nombre d'années pour chaque niveau d'éducation - «spline» ; (6) Base = <20 ans ; (7) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composantes principales - voir le texte ; base = riches - 75-100^{ème} percentiles ; (8) Base = Ouagadougou (capitale) ; (9) Base = première naissance ; (10) Proportion par zone (cluster) des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993 - pour l'enquête de 1998-99, soit 6 ans lors de l'enquête - ou janvier 1987 - pour l'enquête de 1992-93, soit 6 ans lors de l'enquête - qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (Fièvre) ; (iii) de la toux (Toux) ; (11) Proportion par zone (cluster) des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993 - pour l'enquête de 1998-99, soit 6 ans lors de l'enquête - ou janvier 1987 - pour l'enquête de 1992-93, soit 6 ans lors de l'enquête - qui ont été vaccinés du BCG, polio et DTCq ; (12) Pourcentage de femmes par zone (cluster) au cours des six dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté de personnel médical qualifié - médecin, infirmière, sage-femme ; (13) Modèle développé par Zavoina et McKelvey [1975] ; (14) Base = Bobo & assimilés ; (15) Y compris la constante ; (16) Ensemble : intervalle intergénérisique, jumeau et rang de naissance.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

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