

Effets des ruptures d'unions des parents sur la mortalité et la scolarisation des enfants au Burkina Faso

Bilampoa Gnoumou Thiombiano, Université de Montréal

Email : bilampoa.thiombiano@umontreal.ca

**XXVI Congrès International de la Population,
Marrakech, Maroc, 27 septembre-2 octobre 2009**

RÉSUMÉ

Plusieurs recherches soulignent le rôle fondamental des parents dans la survie et la scolarisation des enfants. Toutefois, l'effet des ruptures d'union conjugale sur la mortalité et la scolarisation des enfants est relativement peu documenté. Dans cette étude, nous utilisons les données d'une enquête biographique rétrospective combinée avec des entretiens qualitatifs pour examiner l'effet du divorce et du veuvage de la mère sur le risque de mortalité avant l'âge de 5 ans et la probabilité de scolarisation des enfants au Burkina Faso. Les résultats des modèles de survie de type exponentiel par morceaux montrent clairement que le divorce des parents est associé à un risque élevé de mortalité et à une faible probabilité de scolarisation des enfants. Le décès du père compromet également la scolarisation des enfants, mais son effet sur leur risque de mortalité n'est pas significatif. Ces résultats sont globalement confirmés par les entretiens qualitatifs.

INTRODUCTION

L'étude des déterminants de la mortalité des enfants a reçu une attention particulière dans la littérature démographique sur l'Afrique subsaharienne. Les travaux soulignent notamment le plus grand risque de mortalité infantile chez les enfants nés hors mariage par rapport aux enfants nés de femmes mariées (Isaac et Feinberg, 1982; Bennett *et al.*, 1994; Kuate-Defo, 1997). Certaines recherches indiquent aussi que les enfants appartenant à des ménages polygames sont plus à risque de décéder que ceux vivant dans les ménages monogames (Foster, 2002). Mais d'autres travaux concluent à l'absence de différence de mortalité entre les enfants de ménages monogames et polygames (Sear *et al.*, 2002). Ces résultats divergents peuvent en partie s'expliquer par la diversité des sources de données et des méthodes

d'analyse (Isaac et Feinberg, 1982). En revanche, peu de recherches ont examiné les effets des ruptures d'unions des parents sur le risque de mortalité des enfants.

Des travaux menés dans d'autres régions du monde suggèrent que la rupture conjugale des parents a des conséquences néfastes sur la santé des enfants. Ces études montrent que les enfants dont les parents divorcent sont plus à risque d'avoir des problèmes de santé que les autres (Mauldon, 1990; Furstenberg et Kiernan, 2001; Alam *et al.*, 2001; Liu et Heiland, 2007). Dans une étude portant sur les effets du divorce sur la survie des enfants au Bangladesh, Bhuiya et Chowdhury (1997) concluent que les enfants de mères divorcées ont moins de chance de survie que les autres. C'est probablement le cas aussi dans les pays sahéliens comme le Burkina Faso, mais pour l'instant, ce lien n'est pas encore établi.

L'objectif de la scolarisation primaire universelle manifesté lors de la conférence mondiale sur l'éducation (Jomtien, Thaïlande 1990) est loin d'être atteint au Burkina Faso. Le plan décennal de développement de l'éducation de base mis en place en 2001, suite au forum mondial sur l'éducation de Dakar, vise à atteindre un taux de scolarisation de 70% d'ici 2011. Mais, malgré les efforts déployés dans le secteur de l'éducation ces dernières années, le taux de scolarisation reste parmi les plus faibles au monde, soit 63,7% en 2006. Pourtant, on reconnaît le rôle primordial de l'éducation dans le développement des pays. Pour améliorer le niveau de scolarisation, en plus des mesures d'accroissement de l'offre d'éducation, il est nécessaire de comprendre pourquoi les enfants ont des chances différentes de fréquenter l'école.

Plusieurs facteurs sont évoqués dans la littérature démographique pour expliquer le faible niveau de scolarisation des enfants en Afrique subsaharienne. Les recherches soulignent les effets de la structure des ménages (taille et composition par âge et sexe du ménage, sexe du chef de ménage etc.), des facteurs culturels (ethnie, religion, instruction des parents) et du revenu du ménage sur la scolarisation et la réussite scolaire des enfants (Chernichovsky, 1985; Yaro, 1995; Pilon, 1995, Kobiané, 2006). Les travaux montrent par exemple que, comparés aux ménages dirigés par un homme, les femmes chefs de ménage scolarisent mieux leurs enfants (Pilon, 1996; Lloyd et Blanc, 1996), toutes autres choses égales par ailleurs. Cependant, le statut de femme chef de ménage regroupe des réalités matérielles et sociales très variées (Pilon *et al.*, 1997). En plus des divorcées, des veuves et des célibataires, ce statut peut être celui de femmes mariées qui ne cohabitent pas avec leur mari au moment de l'enquête

(émigration du mari, polygamie sans corésidence). Pour ces dernières, généralement le mari participe à la prise en charge des enfants, notamment à leurs soins de santé et leur scolarisation, ce qui peut expliquer ce résultat. Par contre, les femmes divorcées et veuves ayant la charge de leurs enfants, sont souvent seules à pourvoir aux besoins de leur ménage. D'ailleurs, plusieurs travaux soulignent la sous scolarisation des orphelins par rapport aux non orphelins (Wakam, 2001; Ainsworth et Filmer, 2002; Kobiané *et al.*, 2005).

De façon générale, on s'accorde à reconnaître le rôle central de la mère dans les soins et l'éducation des enfants en Afrique subsaharienne. Les travaux de Caldwell (1979 et 1986) insistent par exemple sur le rôle de l'éducation des parents dans la baisse de la mortalité infantile et juvénile. Cependant, l'effet des ruptures conjugales sur la mortalité et la scolarisation des enfants est peu étudié. Cette situation peut s'expliquer en partie par le manque de données appropriées. Par exemple, la variable éducation des parents, une mesure disponible dans les recensements et les enquêtes, est largement utilisée dans les travaux sur la mortalité des enfants (Mosley et Chen, 1984). En revanche, les informations sur le statut matrimonial des individus ne concernent souvent que les unions en cours (Meekers et Gage, 1995). Ces données ne permettent pas de mettre l'histoire de vie de l'enfant en rapport avec la situation maritale de sa mère. Ce type d'analyse nécessite des données d'histoire de vie.

Nous utilisons les données d'une enquête biographique rétrospective pour étudier les effets des ruptures d'union des parents sur la mortalité avant l'âge de 5 ans et la scolarisation des enfants au Burkina Faso. Le mariage constitue entre autres une sécurité sociale pour les burkinabè, en particulier les femmes. L'environnement conjugal assure ainsi un cadre favorable à la bonne santé et à l'éducation des enfants (Kuate-Defo, 1997, Lloyd et Blanc, 1996). Nous supposons que les enfants dont les mères divorcent ou deviennent veuves sont plus à risque de décéder avant l'âge de 5 ans, et qu'ils ont moins de chance d'être scolarisés que les autres. Le Burkina Faso représente un contexte approprié pour l'étude, compte tenu de son niveau élevé de mortalité infanto-juvénile (204 pour mille naissances vivantes, UNICEF *et al.*, 2007) et de son faible taux de scolarisation. Dans la section suivante, nous présentons une brève synthèse de la littérature sur la mortalité et la scolarisation des enfants en Afrique subsaharienne. Après, nous décrivons la méthodologie d'analyse. Les résultats des analyses descriptives et multivariées sont ensuite exposés. Enfin, dans la dernière section, nous discutons les principales conclusions de l'étude.

QUELQUES ENSEIGNEMENTS DE LA LITTÉRATURE

De nombreuses études ont examiné les facteurs biodémographiques, socioéconomiques et culturels de la mortalité des enfants en Afrique subsaharienne. L'objectif ici est de relever quelques facteurs couramment utilisés dans les travaux démographiques.

Plusieurs variables biodémographiques sont associées au risque de mortalité des enfants. Les différences de mortalité entre garçons et filles sont soulignées dans les travaux. Le niveau de mortalité néonatale est généralement plus élevé pour les garçons que pour les filles (Hobcraft *et al.*, 1985; Gbenyon et Locoh, 1989; Mbacké et LeGrand, 1992). Toutefois, des recherches signalent une surmortalité féminine entre 1 an et 5 ans dans plusieurs pays d'Afrique subsaharienne (Tabutin *et al.*, 2007). Mais, contrairement à l'Asie où la surmortalité féminine est expliquée par une discrimination dans l'alimentation et les soins sanitaires accordés aux enfants, en Afrique subsaharienne, cette discrimination n'est pas observée (Mbacké et LeGrand, 1992, Baya, 1999). Les enfants nés de grossesse multiple, ceux de rang élevé et ceux de mères adolescentes sont aussi plus à risque de décéder que les autres (Hobcraft *et al.*, 1985; Pison 1989, Lalou et LeGrand, 1997).

La mortalité des enfants dépend également en partie de plusieurs caractéristiques culturelles et socioéconomiques des mères. Le rôle majeur de l'instruction de la mère dans l'amélioration de la santé et de la survie des enfants est bien documenté (Caldwell, 1979 ; Farah et Preston, 1982; Ware, 1984; Hobcraft, 1993; Desai et Alva, 1998). L'instruction favoriserait une attitude positive de la mère en matière de pratiques de santé, d'hygiène et de nutrition, ce qui avantagerait la survie des enfants (Mosley et Chen, 1984; Joshi, 1994). L'origine ethnique et le milieu de résidence des mères sont aussi fréquemment cités parmi les déterminants de la mortalité des enfants (Kuate-Defo, 1997; Sear *et al.*, 2002). Les enfants courent plus de risque de décéder dans les zones rurales que dans le milieu urbain mieux doté en services sanitaires (Hobcraft *et al.*, 1984 ; Akoto, 1985 ; Akoto et Tabutin, 1989; Lalou et LeGrand, 1997).

Par ailleurs, au cours des dernières années, plusieurs travaux ont analysé les déterminants de la scolarisation des enfants en Afrique subsaharienne. Les recherches se situent généralement au

niveau du ménage. La scolarisation des enfants est abordée en lien avec plusieurs thèmes généraux : structure démographique du ménage, travail des enfants, et facteurs culturels¹

Ainsi, contrairement à ce qu'on pouvait attendre, les travaux montrent que les enfants ont plus de chance d'être scolarisés dans un ménage dirigé par une femme, et que la sous scolarisation des filles y est moindre comparé aux ménages ayant un homme à leur tête (Chernichovsky, 1985; Lloyd et Gage-Brandon, 1994; Pilon, 1995; Lloyd et Blanc, 1996; Marcoux, 1998). Au Burkina Faso, les travaux de Kobiané (1999, 2003) aboutissent également aux mêmes conclusions. Une des hypothèses explicatives à cette situation, est que les femmes gèrent en général mieux les ressources du ménage que les hommes, et qu'elles investissent davantage dans l'éducation et la santé de leurs enfants. Toutefois, le statut de femmes chef de ménage concerne à la fois les divorcées, les veuves, les célibataires et les femmes mariées sans cohabitation avec le conjoint.

Les facteurs culturels, comme la religion et l'ethnie ont aussi une incidence sur la fréquentation scolaire des enfants. Dans les régions fortement islamisées par exemple, le conflit entre école coranique et école moderne entraîne une sous scolarisation des enfants (Yaro, 1995). Les enfants sont aussi peu scolarisés dans certains groupes ethniques. Au Burkina Faso, les groupes ethniques Peuls et Gourmantché ont des niveaux de scolarisation plus faibles que les autres. Les Gourmantché sont considérés comme un groupe de population peu ouvert à l'école formelle. Les éleveurs Peuls sont très islamisés. En plus, le type d'élevage extensif des Peuls exige une forte participation des enfants (pour la garde des troupeaux), et occasionne de fréquents déplacements de la famille à la recherche de zones de pâturage, ce qui n'est pas conciliable avec la scolarisation des enfants (Kobiané, 1999). Toutefois, pour l'instant, peu de travaux ont examiné l'effet des ruptures d'union des parents sur le risque de mortalité et la probabilité de scolarisation des enfants à partir de données d'enquêtes biographiques.

¹ Pour plus de détails sur les déterminants de la scolarisation en Afrique, voir Kobiané, 2001.

MÉTHODOLOGIE

Données

Nous utilisons les données de l'enquête migration, insertion urbaine et environnement au Burkina Faso (EMIUB)² réalisée en 2000, conjointement par l'Institut Supérieur des Sciences de la Population (ISSP, ex UERD) de l'Université de Ouagadougou, le Département de démographie de l'Université de Montréal et le CERPOD au Mali. Cette enquête a collecté des données rétrospectives auprès de 4 258 ménages, et 4 685 biographies de femmes âgées de 15 à 64 ans au moment de l'enquête ont été reconstituées. Des renseignements ont été recueillis sur les histoires matrimoniales, migratoires et génésiques des individus (voir Poirier *et al.*, 2001 pour plus de détails). L'analyse de la mortalité et la scolarisation des enfants repose principalement sur les informations déclarées dans l'histoire génésique des femmes. Pour chaque enfant né vivant, plusieurs informations ont été recueillies : date et rang de naissance, sexe; et la date de décès pour les enfants décédés. La date de la première inscription à l'école est également connue pour ceux qui ont été scolarisés.

L'histoire génésique concerne 17 544 enfants. Les femmes ont en moyenne 5 enfants nés vivants. Étant donné la problématique abordée dans l'étude, l'échantillon d'analyse regroupe 17 399 enfants dont les mères ont été en union. Parmi eux, 2 763 enfants sont décédés avant l'âge de 5 ans, et seulement 4 902 enfants ont été inscrits à l'école entre l'âge de 5 ans et 10 ans.

Les données du moment, comme les recensements et les enquêtes démographiques et de santé, utilisées dans plusieurs travaux, ne tiennent pas toujours compte de l'antériorité des événements. Par exemple, le statut matrimonial de la mère à l'enquête ne correspond pas souvent à son statut au moment du décès de l'enfant. Au contraire, les données biographiques utilisées pour cette étude ont l'avantage de situer dans le temps chaque événement vécu par l'individu au cours de sa vie. Elles permettent ainsi de mettre en lien l'histoire maritale de la mère et l'histoire de vie des enfants.

² Cette enquête a été réalisée dans le cadre du Programme Population et Développement au Sahel (PPDS).

Toutefois, ces données comportent quelques limites. L'histoire génésique a été réalisée auprès de femmes survivantes et non migrantes au moment de l'enquête. Les enfants dont la mère est décédée ou migrante sont par conséquent exclus des données. Cela peut introduire des biais dans l'analyse, si leur mortalité est différente de celle des autres enfants. Ensuite, l'enquête étant rétrospective, les mères peuvent parfois omettre de déclarer des enfants décédés depuis longtemps en très bas âge (peu de temps après la naissance). Enfin, il peut aussi avoir des mauvaises déclarations des dates des événements (naissance, scolarisation, décès). Toutefois, l'utilisation de la fiche "Âge-événement" lors de l'enquête a permis de mieux situer les événements individuels au cours du temps et d'améliorer de façon considérable la qualité des données. L'identification préalable des événements familiaux sur cette fiche a aidé les enquêtés à mieux situer les événements individuels comme le divorce, le décès et l'entrée à l'école des enfants, dans le temps, les uns par rapport aux autres. Une autre limite des données utilisées est qu'elles n'offrent aucune information sur le parcours scolaire des enfants. Par conséquent, il n'est pas possible d'étudier les effets des ruptures d'union des parents sur la réussite scolaire des enfants.

Les données quantitatives sont enrichies par des entretiens qualitatifs³ réalisés entre 2005 et 2006. La collecte de ces données s'est effectuée au moyen d'entretiens individuels semi-structurés auprès de 10 informateurs travaillant dans des organisations non gouvernementales (ONG), des associations et des services administratifs, et auprès de 24 femmes ayant vécu une rupture d'union. L'objectif était de recueillir des informations sur les causes de divorce et les conséquences du divorce et du veuvage pour la famille, particulièrement la femme et les enfants. L'échantillon de l'enquête n'est pas aléatoire, et compte tenu du faible nombre des entretiens, ces données ne sont pas représentatives de la population étudiée, mais elles permettent une meilleure interprétation des résultats quantitatifs. Nous exploitons principalement les renseignements concernant les conséquences des ruptures d'union des parents sur la santé et la scolarisation des enfants. Les entretiens ont été traités à l'aide du logiciel Atlas.ti.

³ Des entretiens ont été réalisés en milieu urbain à Ouagadougou la capitale et en milieu rural dans un village situé à 120 km de Ouagadougou, au nord du Burkina Faso.

Méthode d'analyse

Pour l'analyse statistique nous utilisons les méthodes d'analyse de survie, notamment la méthode de Kaplan Meier et les modèles exponentiels multivariés de survie par morceaux (modèles piecewise). L'analyse de survie permet d'examiner la survenue d'un évènement, comme la mortalité, en lien avec les conditions vécues à chaque moment de la vie des individus (Courgeau et Lelièvre, 1989; Blossfeld et Rohwer, 2002). La méthode de Kaplan Meier est utilisée pour l'analyse descriptive. Les estimés de Kaplan Meier servent à construire les courbes de survie au décès et à l'entrée à l'école des enfants (Cleves *et al.*, 2004).

Le choix du modèle exponentiel par morceaux pour les analyses multivariées est guidé par sa souplesse et ses avantages. Contrairement au modèle semi-paramétrique à risques proportionnels de Cox, le modèle exponentiel par morceaux est un modèle paramétrique qui ne présume pas la proportionnalité du risque. En plus, étant donné que le risque de mortalité et la probabilité de scolarisation ne sont pas constants au cours du temps, il est nécessaire d'en tenir compte dans les analyses. Le modèle exponentiel par morceaux permet de découper la fonction de risque par intervalle de temps spécifiques dans l'équation de régression (Blossfeld et Rohwer, 2002; Blossfeld *et al.*, 2007). Les intervalles de temps retenus, en tenant compte de l'évolution du risque de chaque évènement étudié, sont : 0-1 mois, 1-11 mois, 12-59 mois pour l'analyse du risque de mortalité avant 5 ans, et moins de 7 ans, entre 7 et 8 ans, 8 ans et plus pour l'entrée à l'école⁴. Le modèle exponentiel par morceaux fournit le risque de base pour chaque intervalle. L'option "cluster" (sur l'identifiant de la mère) est utilisée dans l'équation d'analyse afin de résoudre le problème de la corrélation entre les enfants d'une même femme. En plus, les analyses sont pondérées pour tenir compte de l'échantillonnage afin que les résultats soient représentatifs de l'ensemble de la population étudiée.

Variables d'analyse

Les deux variables dépendantes de l'étude sont le décès avant l'âge de 5 ans pour l'étude de la mortalité et l'entrée à l'école de l'enfant pour l'analyse de la scolarisation. Elles sont codées

⁴ Au Burkina Faso, l'âge officiel d'entrer à l'école est fixé à 7 ans. Mais, cet âge n'est pas respecté, l'âge à la première inscription des enfants se situe réellement entre 5 et 10 ans, avec une forte probabilité entre 7 et 8 ans.

"1" en cas de décès ou d'entrer à l'école pour chaque individu, et prennent la valeur "0" dans le cas contraire. Le temps d'analyse considéré est l'âge de l'enfant.

La principale variable indépendante est le statut matrimonial de la mère. Cette variable comporte trois modalités : mariée, divorcée et veuve. En tenant compte de la littérature, plusieurs variables biodémographiques, socioéconomiques et culturelles sont aussi introduites dans l'analyse pour prendre en compte d'autres facteurs susceptibles d'influencer les risques de mortalité ou les chances d'entrer à l'école des enfants. Il s'agit des variables âge de la mère à la naissance, sexe, gémellité, rang dans la fratrie et période de naissance de l'enfant, et des variables instruction, religion, ethnie, milieu de résidence et niveau de vie de la mère. Les variables milieu de résidence, niveau de vie et statut matrimonial de la mère changent de valeurs au cours du temps, les autres variables sont fixes. Trois périodes de naissances sont considérées : avant 1980, 1980-1989 et 1990-2000. Cette variable permet de saisir l'effet du contexte national sur le risque de mortalité et la probabilité de scolarisation des enfants.

Le niveau de vie de la mère est mesuré par un indicateur construit à partir des caractéristiques de l'habitat. Cet indicateur divise la population en trois classes socioéconomiques : pauvres, intermédiaires, nantis. L'enquête ne fournit aucune information sur le revenu des individus ou des ménages. Mais pour chaque résidence, où les individus ont vécu pendant au moins 3 mois, des renseignements ont été collectés sur les caractéristiques de l'habitat du ménage dans lequel ils vivaient : nature des murs, du toit et du sol, mode d'éclairage, principale source d'eau de boisson, type d'aisance et type de combustible utilisé pour la cuisson des aliments. L'indicateur de niveau de vie est construit avec la méthode d'analyse en composantes principales. La première composante qui explique une grande proportion de la variance est considérée comme l'indicateur synthétique des variables utilisées. Cette méthodologie s'inspire d'autres travaux qui ont utilisé les données sur l'habitat pour la construction d'indicateurs (Filmer et Pritchett, 2001; Montgomery, 2000; Kobiané, 2004 et 2006; Kobiané *et al.*, 2005). L'indicateur change au cours du temps, il mesure ainsi la situation des individus à chaque moment de leur vie. Cet indicateur, qui est en fait un indice de confort du logement, reflète assez bien le niveau de vie socioéconomique des ménages (Filmer et Pritchett, 2001, Kobiané 2004), et de façon indirecte celui des membres du ménage.

Le tableau 1 présente la répartition des individus en fonction des modalités des variables indépendantes. L'échantillon d'analyse regroupe 17 399 enfants dont 49% sont des filles. Plus de la moitié des enfants sont nés avant 1990, et seulement 3% sont issus de naissance multiple. Environ un enfant sur sept est né d'une mère adolescente (moins de 19 ans). Comme dans l'ensemble de la population féminine burkinabè, les mères sont en majorité mossi (48%), musulmanes (51%), non instruites (93%) et de classe socioéconomique pauvre (52%).

Tableau 1 : Description des variables explicatives

Variable	Effectif pondéré	Pourcentage
Statut matrimonial de la mère ^(v)		
Mariée	16 435,16	94,46
Divorcée	426,72	2,45
Veuve	537,12	3,09
Sexe		
Fille	8 496,76	48,83
Garçon	8 902,24	51,17
Gémellité		
Oui	506,70	2,91
Non	16 892,30	97,09
Rang dans la fratrie		
1er	3 647,51	20,96
2-3	5 762,19	33,12
4-5	4 059,46	23,33
6 et +	3 929,83	22,59
Période de naissance		
Avant 1980	4 304,84	24,74
1980-1989	5 331,80	30,64
1990-2000	7 762,36	44,61
Age de la mère à la naissance		
< 19 ans	2 396,22	13,77
19-35 ans	12 949,05	74,42
35 ans et +	2 053,74	11,80
Instruction de la mère		
Aucune	16 109,98	92,59
Primaire, secondaire et +	1 289,02	7,41
Ethnie de la mère		
Mossi	8 426,59	48,43
Gourmantché	1 271,81	7,31
Peul	1 246,71	7,17
Gourounsi	1 055,89	6,07
Bobo-bwa	823,90	4,74
Lobi-dagara	1 268,74	7,29
Autres	3 305,37	19,00
Religion de la mère		
Animiste	5 158,21	29,65
Musulmane	8 919,15	51,26
Chrétien	3 274,83	18,82
Autres	46,81	0,27
Milieu de résidence ^(v)		
Rural	13 959,39	80,23
Ville moyenne	1 184,17	6,81
Grande ville	1 024,05	5,89
Étranger	1 231,38	7,08
Indice de niveau de vie ^(v)		
Pauvre	8 962,64	51,51
Moyen	2 630,49	15,12
Nanti	5 805,87	33,37
N	17 399	100

(v) : Variables dont la valeur peut changer au cours du temps,
(Répartition au moment de la sortie d'observation, cas de la mortalité).

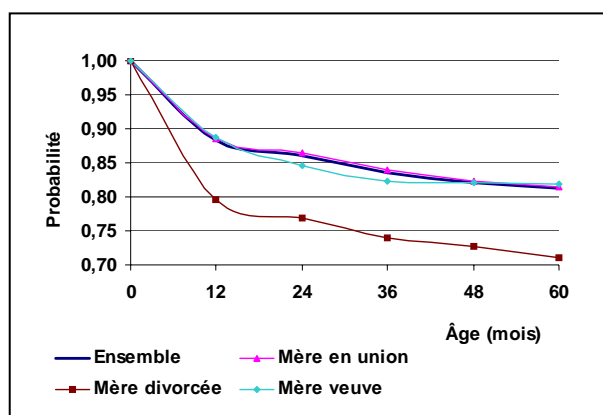
RÉSULTATS STATISTIQUES

Résultats de l'analyse descriptive

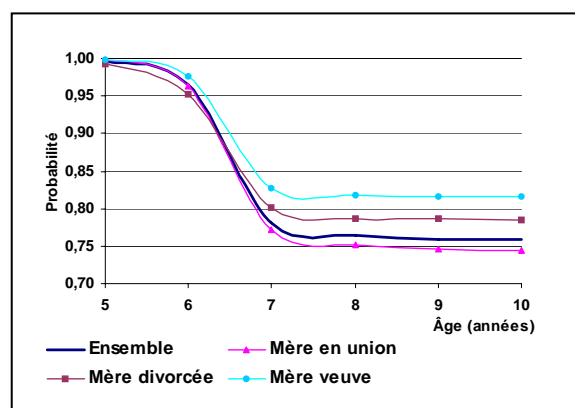
Les graphiques 1 et 2 présentent respectivement les courbes de survie au décès et à l'entrée à l'école des enfants à partir des estimés de Kaplan-Meier. La variable statut matrimonial de la mère variant au cours du temps, pour calculer ces estimés, nous avons considéré son statut au moment de la sortie de l'observation. A chaque âge, on connaît la proportion d'enfants survivants entre 0 et 59 mois (graphique 1) et le pourcentage des enfants non inscrits à l'école jusqu'à l'âge de 10 ans (graphique 2).

L'évolution des courbes indique des différences significatives selon le test log-rank ($p < 0,004$ pour la mortalité et $p < 0,000$ pour l'entrée à l'école) entre enfants en fonction du statut matrimonial de la mère. Le divorce influence négativement la survie des enfants. Son effet apparaît dès la naissance et devient très remarquable au niveau de la mortalité juvénile (1 an et 5 ans). Par contre le décès du père ne semble pas agir significativement sur le risque de mortalité des enfants, alors qu'il compromet leur chance de scolarisation comme le divorce. Ces résultats semblent indiquer que les enfants de mères divorcées et veuves sont plus défavorisés que ceux dont les parents sont en union. Globalement, ces enfants ont des chances de survie et de scolarisation nettement inférieures à celles des enfants dont les mères sont mariées. Nous verrons avec l'analyse multivariée, si ces différences demeurent en présence d'autres variables.

Graphique 1 : Probabilité de survie des enfants selon le statut matrimonial des mères



Graphique 2 : Probabilité de non inscription à l'école selon le statut matrimonial des mères



Résultats de l'analyse multivariée

Le tableau 2 présente les résultats de quatre modèles de régression de type exponentiel par morceaux. Les chiffres indiquent les risques relatifs de chaque groupe par rapport à la catégorie de référence (celle entre parenthèse) de la variable indépendante. Les deux premiers modèles analysent le risque de mortalité avant l'âge de 5 ans, et les modèles 3 et 4 examinent la probabilité d'entrer à l'école. Le modèle 1 mesure l'effet brut du statut matrimonial sur le risque de mortalité, le modèle 2 évalue cet effet en contrôlant par les variables biodémographiques, socioéconomiques et culturelles de la mère et des enfants. La même logique est utilisée dans les modèles 3 et 4 pour l'analyse de la scolarisation des enfants.

Les résultats montrent que le divorce est significativement associé à un plus grand risque de mortalité des enfants avant 5 ans. Par exemple, les enfants dont les parents divorcent ont deux fois plus de risque de décéder avant l'âge de 5 ans par rapport à ceux dont les mères sont mariées (modèle 2). L'effet négatif du divorce sur la santé des enfants est également souligné par les femmes dans les entretiens qualitatifs. Bien que le lien soit difficile à établir, certaines femmes disent avoir constaté, par exemple, une fragilisation de la santé de leurs jeunes enfants après le divorce. « *Les enfants ont vraiment souffert de la séparation, ils ont été hospitalisés plusieurs fois* », confie une femme (urbaine, instruite, âge 48 ans). Cet effet négatif du divorce sur la survie des enfants a aussi été observé dans d'autres régions. Par exemple, en milieu rural au Bangladesh les enfants de mères divorcées ont moins de chances de survie que ceux dont les mères sont en union (Bhuya et Chowdhury, 1997).

Le divorce des parents a aussi une incidence négative sur la scolarisation des enfants. Les analyses indiquent que les enfants de mères divorcées ont une probabilité de scolarisation nettement inférieure à celle des enfants de familles intactes. Traditionnellement, dans les sociétés patrilinéaires comme celles du Burkina Faso, l'enfant appartient à la famille du père. En cas de divorce, la femme est souvent contrainte d'abandonner ses enfants à la garde du père. Parmi les femmes divorcées interviewées, deux seulement ont la charge de leurs enfants, les autres enfants sont à la charge de leur père, et certains sont dispersés entre plusieurs ménages. Pourtant, le rôle de la mère dans les soins et l'éducation des enfants est fondamental, particulièrement dans le contexte africain. Un enfant séparé de sa mère peut ne pas bénéficier

de soins (alimentation, soins sanitaires etc.) appropriés. La survie des jeunes enfants peut ainsi être compromise. Concernant la scolarisation, en plus de leur faible chance d'être inscrits à l'école, les femmes signalent aussi des cas d'abandon et de retard scolaire. « *Quand le premier enfant a redoublé la classe de 6^{ème}, le papa a dit qu'il ne peut pas payer l'école d'un enfant qui redouble. L'enfant a donc quitté l'école, et il est devenu tapissier parce que je n'ai pas l'argent pour payer son école. Il a fait la même chose avec ma fille aussi* » (urbaine, instruite, âge 48 ans).

Comme attendu, le décès du père réduit énormément (35%) les chances de scolarisation des enfants par rapport à ceux dont les mères sont mariées. Cet effet négatif peut être atténué lorsque les orphelins sont soutenus par d'autres parents. Kobiané *et al.* (2005) soulignent que les orphelins ont relativement plus de chance d'être scolarisés quand ils bénéficient du soutien d'autres parents (frères et sœurs aînés, oncle, tante et autres) que lorsqu'ils sont pris en charge uniquement par leur mère. En principe, dans les sociétés patrilineaires, la famille paternelle a l'obligation sociale de prendre en charge les orphelins. Toutefois, selon les témoignages des veuves, cette solidarité familiale semble moins courante de nos jours. Certaines veuves interviewées affirment non seulement le manque de soutien économique de la belle famille aux orphelins, mais aussi leur expropriation des biens du ménage.

En revanche, comme observé dans les résultats descriptifs, le décès du père n'a pas d'effet significatif sur le risque de mortalité des enfants. Des résultats similaires ont également été observés en milieu rural gambien où, le fait d'avoir un père en vie n'a pas d'effet significatif sur la survie de l'enfant (Sear *et al.*, 2002). Ce résultat peut s'expliquer par la division sexuelle des rôles au sein du ménage. L'éducation et les soins des jeunes enfants sont principalement assurés par la mère, le décès du père a donc relativement peu d'incidence sur leur situation. Toutefois, ces enfants ont un faible accès aux soins de santé, comme en témoigne les propos suivants d'une veuve concernant les conséquences du décès de son mari, « *Une fois mon enfant était malade, je suis parti jusqu'à Sainte-Camille (centre médical de la mission catholique). Je n'avais pas d'argent pour payer les frais de consultation. Je me suis rendu avec mon enfant grelottant au bureau d'un Père (religieux) soignant. [...] Par compassion, il a accepté soigner mon enfant* » (urbaine, instruite, âge 38 ans). Cette situation n'est certainement pas isolée, et certains enfants n'ont probablement pas la chance d'obtenir les soins sanitaires nécessaires.

Ces effets négatifs du divorce et du veuvage demeurent significatifs même en présence d'autres facteurs. Ces résultats ne sont pas liés au niveau socioéconomique des mères, même si les enfants dont les mères sont de niveau socioéconomique pauvre ou moyen ont un plus grand risque de décéder avant cinq ans et moins de chance d'être inscrits à l'école que les enfants de mères nanties. En effet, les effets demeurent similaires avec ou sans le contrôle par le "niveau de vie" des mères. Toutefois, pour tous les enfants le risque de mortalité et la probabilité d'entrer à l'école sont différents entre les intervalles. Les risques de base pour chaque intervalle de temps prouvent que la mortalité néo-natale (0-1 mois) est plus élevée que la mortalité infantile et juvénile, même après contrôle des autres facteurs, (modèle 2). En plus, la probabilité d'entrer à l'école des enfants est élevée entre 7 ans et 8 ans. Les différences sont significatives ($p < 0,000$) et vont dans le sens de la littérature.

Plusieurs variables biodémographiques ont aussi des effets significatifs sur le risque de mortalité. Les enfants issus d'une naissance multiple, ceux nés avant 1980 et les enfants de mère adolescente sont plus à risque de décéder que les autres. Ces résultats vont dans le sens de la littérature sur la mortalité des enfants en Afrique (Hobcraft *et al.*, 1985; Akoto et Tabutin, 1989; Pison, 1989; Cleland *et al.*, 1992 ; Baya, 1999). Le plus grand risque de mortalité des enfants nés avant 1980 par rapport aux enfants nés après 1990 peut s'expliquer par la tendance générale à la baisse de la mortalité dans les pays d'Afrique subsaharienne (Hill et Pebley, 1989; Cleland *et al.*, 1992; Rutstein, 2000) et par le développement du système de santé. La grande sécheresse des années 1973-1974 a aussi eu des effets néfastes sur la santé de ces enfants (Garenne et Gakusi, 2006). Ils ont aussi eu moins de chance d'être scolarisés que ceux nés après 1990. On peut présumer que les importants progrès réalisés dans le domaine de la scolarisation ces dernières années ont pu favoriser les enfants nés au cours de la dernière décennie. Mais le sexe et le rang de l'enfant n'introduisent pas des différences significatives dans la mortalité infanto-juvénile, contrairement à ce qui a été observé dans d'autres travaux (Hobcraft *et al.*, 1985; Lalou et LeGrand, 1997). En revanche, comme souligné dans d'autres travaux (Kobiané, 2001; Kaboré *et al.*, 2003), les filles burkinabè ont moins de chance d'être scolarisées que les garçons.

Par ailleurs, les caractéristiques socioéconomiques et culturelles de la mère ont des incidences significatives sur la mortalité et la scolarisation des enfants. Comme on s'y attendait, les

enfants de mères instruites ont plus de chance d'être scolarisés que les autres. Mais l'instruction de la mère n'a pas d'effet significatif sur la mortalité des enfants, comme constaté dans certains travaux (Lalou et LeGrand, 1997). Les enfants du milieu rural ont aussi un risque plus grand de décéder avant cinq ans, et moins de chance d'entrer à l'école que ceux des villes mieux dotées en ressources sanitaires, médicales et scolaires que les villages (Hobcraft *et al.*, 1984; Cantrelle *et al.*, 1986). Par contre, à l'inverse de ce qui a été constaté en milieu urbain burkinabè (Dos Santos, et LeGrand, 2007), les facteurs culturels tels que l'appartenance ethnique et la religion n'introduisent aucune différence significative dans la mortalité des enfants au niveau national comme en zone rurale burkinabè (Becher *et al.*, 2004). Les différences de mortalité entre groupes ethniques et religieux pourraient traduire les inégalités socioéconomiques des ménages (Brockerhoff et Hewett, 2000; Guyimah, 2002, 2006 et 2007).

L'appartenance ethnique et la religion de la mère introduisent toutefois des différences significatives quant à la scolarisation. Les enfants de mère Gourmantché, Peul et Lobi-dagara ont une faible probabilité d'être scolarisés que ceux de mère Mossi. En revanche, les enfants des femmes Gourounsi et Bobo-bwa ont plus de chance de fréquenter l'école que ceux des Mossi. Les enfants dont les mères sont chrétiennes ont aussi plus de chance de scolarisation que ceux des femmes musulmanes. Ces résultats sont conformes à la littérature sur les déterminants de la scolarisation des enfants aux Burkina Faso (Kobiané, 1999, 2003, et 2006; Yaro, 1995).

**Tableau 2 : Risque relatifs de décès avant l'âge de cinq ans et d'entrée à l'école
(Résultats des modèles exponentiels par morceaux)**

Variable	Mortalité		Entrée à l'école	
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Statut matrimonial de la mère ^(v) (Mariée)				
Divorcée	1,71 ***	1,83 ***	0,88	0,58 **
Veuve	1,00	1,05	0,75 *	0,65 **
Sexe (Garçon)				
Fille		0,91		0,65 ***
Gémellité (Non)				
Oui		2,71 ***		0,91
Rang dans la fratrie (4-5)				
1er		0,94		1,04
2-3		0,92		1,00
6 et +		1,11		1,04
Période de naissance (1990-2000)				
Avant 1980		1,25 **		0,69 ***
1980-1989		1,01		0,88*
Age de la mère à la naissance (19-35 ans)				
< 19 ans		1,46 ***		0,97
35 ans et +		0,86		0,96
Instruction de la mère (Primaire et +)				
Aucune		1,22		0,50 ***
Ethnie de la mère (Mossi)				
Gourmantché		1,13		0,46 ***
Peul		0,88		0,50 ***
Gourounsi		1,10		1,35 *
Bobo-bwa		0,98		1,28 *
Lobi-dagara		0,89		0,57 **
Autres		0,93		0,97
Religion de la mère (Musulmane)				
Animiste		0,94		0,86
Chrétien		0,93		1,69 ***
Autres		0,63		2,03
Milieu de résidence ^(v) (Grande ville)				
Rural		1,84 ***		0,23 ***
Ville moyenne		1,54 **		0,62 ***
Étranger		1,17		0,41 ***
Indice de niveau de vie ^(v) (Nanti)				
Pauvre		1,17 *		0,48 ***
Moyen		1,19 *		0,73 **
Risque de base				
< 1 mois	0,05 ***	0,02 ***		
1-12 mois	0,01 ***	0,00 ***		
13-59 mois	0,00 ***	0,00 ***		
< 7 ans				0,06 ***
7-8 ans				1,67 ***
> 8 ans				0,07 ***

Niveau de significativité : *** p<0,001 ; ** p < 0,01 ; * p < 0,05. La modalité de référence est entre parenthèse.
(v) : Variable dont la valeur peut changer au cours du temps.

DISCUSSION ET CONCLUSION

Cette étude examine l'effet du divorce et du veuvage des mères sur la mortalité et la scolarisation des enfants à partir des données d'une enquête biographique rétrospective et d'entretiens semi-structurés. Les résultats indiquent clairement que la situation familiale des enfants, en particulier le statut conjugal de leurs parents, contribue à déterminer leurs probabilités de décéder et d'entrer à l'école.

L'étude montre que les enfants de parents divorcés ont un plus grand risque de mortalité et une moindre chance de fréquenter l'école que ceux dont les parents sont mariés. Ce résultat pourrait s'expliquer par les circonstances du divorce. Dans les sociétés patrilineaires et virilocales comme celles de Burkina Faso, l'enfant appartient à la famille paternelle. Lorsqu'un couple divorce, la résidence étant virilocale, c'est généralement la femme qui déménage en laissant ses enfants, parfois en bas âge, à la garde du père. Même si selon le code des personnes et de la famille (article 402, Burkina Faso, 1990) les enfants de moins de 7 ans doivent être de préférence confiés à leur mère, cette disposition est rarement appliquée. Pourtant, le rôle de la mère dans l'éducation et les soins accordés aux enfants est bien connu (Caldwell, 1986). Séparés de leur mère, les enfants peuvent être privés d'affection, d'une bonne nutrition et de soins de santé appropriés. Par exemple, en milieu rural Malien, Hill et Randall (1984) expliquent le plus grand risque de mortalité des enfants Tamasheq par rapport aux enfants Bella par les conditions de garde. Les enfants Bella sont pris en charge par leur mère, alors que les femmes Tamasheq, de statut social élevé (classe noble), confient généralement la garde de leurs enfants à des jeunes esclaves Bella (Hill et Randall, 1984; Hilderbrand *et al.*, 1985).

Les travaux sur la pratique de "confiage" des enfants en Afrique montrent aussi que les enfants confiés, constitués en majorité des enfants de parents divorcés (Meekers et Gage, 1995), ont un état nutritionnel nettement inférieur à celui des enfants vivant avec leur mère biologique, et qu'ils sont généralement moins soignés que les autres (Castle, 1995; Bledsoe *et al.*, 1988; Roger-Petitjean, 1999; Vandermeersch 2002). Ces enfants sont souvent brutalement séparés de leur mère et confiés à des parents qui ne les accueillent parfois que par obligation sociale, ce qui explique leurs mauvaises conditions (Roger-Petitjean, 1999; Vandermeersch, 2002).

Toutefois, les enfants pris en charge par leur mère après le divorce peuvent également être privés de soins de santé adéquats et d'une bonne nutrition puisque les ménages dirigés par les femmes divorcées sont souvent pauvres (Bledsoe *et al.*, 1988). En plus, *dans le cas de divorce très conflictuel, le père, pour se venger de la mère, refuse parfois de participer à la prise en charge des enfants*, nous confie une informatrice (juriste, membre d'une association). Les femmes divorcées, ayant généralement des revenus insuffisants pour satisfaire tous les besoins du ménage, ont par exemple un faible recours aux services de santé pour les soins des enfants (Baya, 1999).

L'étude montre aussi que les orphelins de père ont une faible probabilité de scolarisation que les enfants de familles intactes. Ce résultat peut également s'expliquer par la grande tendance des orphelins à être confiés (Case *et al.*, 2004) et par leur forte probabilité à vivre dans des ménages pauvres (Lloyd et Blanc, 1996; Ainsworth et Filmer, 2002). Le père est souvent le principal fournisseur des ressources du ménage, et les normes sociales lui imposent un grand rôle dans le financement de l'éducation des enfants en Afrique (Lloyd et Gage-Brandon, 1994).

Parmi les autres facteurs associés à la mortalité des enfants figurent l'âge, le milieu de résidence, le niveau de vie de la mère et les naissances multiples. De façon générale, les enfants issus de grossesse multiple, les enfants du milieu rural et ceux de mère adolescente et de niveau de vie pauvre ont plus de risque de décéder avant cinq ans que les autres. En revanche, les variables gémellité, rang de naissance, instruction, ethnie et religion de la mère ont un faible pouvoir explicatif de la mortalité des enfants. Les résultats indiquent toutefois des différences de scolarisation des enfants selon l'appartenance ethnique et la religion de la mère. Ces résultats témoignent de l'importance des facteurs culturels dans la scolarisation des enfants. Par exemple les enfants des groupes Peuls et Gourmantché ont moins de chance d'entrer à l'école que les enfants Mossi. Néanmoins, les progrès réalisés dans le domaine de la santé et de l'éducation au cours des dernières décennies favorisent globalement les enfants de la jeune génération par rapport aux autres.

Les résultats de l'étude confirment notre hypothèse de départ, à savoir que les enfants de mères divorcées et veuves ont un risque élevé de mortalité et une faible probabilité d'entrer à l'école par rapport aux enfants dont les parents sont mariés. Les résultats quantitatifs sont confirmés par le témoignage des femmes et des informateurs-clés interviewés lors de l'enquête qualitative. L'étude apporte ainsi quelques éléments de la relation entre les ruptures d'union conjugale et deux dimensions importantes du bien-être des enfants, notamment leur survie et leur scolarisation. Les résultats peuvent aussi être considérés comme une contribution aux schémas explicatifs de la mortalité et de la scolarisation des enfants en Afrique subsaharienne. Il ressort de l'étude que les orphelins et les enfants de parents divorcés forment un groupe de population désavantagé dont il faut tenir compte dans les travaux de recherche et les programmes de soutien aux enfants défavorisés afin d'améliorer leur conditions de vie.

Bibliographie

Ainsworth, Martha and Deon Filmer (2002), "Poverty, Aids, and Children's Schooling: A Targeting Dilemma," World Bank Policy Research *Working Paper no 2885* (World Bank, Washington, DC), 27.

Akoto, Eliwo et Dominique Tabutin (1989), « Les inégalités socio-économiques et culturelles devant la mort », in : Gilles Pison, Etienne Van de Walle et Mpenbele Sala-Diakanda (éds.), *Mortalité et société en Afrique*, p. 35-63

Akoto, Eliwo M. et Agbessi J. Amouzou (2003), «Urbanisation et transition de la santé en Afrique : le cas du Togo», in : *population et défis urbains*, Chaire Quételet 1999, Institut de Démographie, Université Catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve, Academia-Bruylant/L'Harmattan, p. 701-723.

Akoto, Eliwo M. et Allan G. HILL (1988), « Morbidité, malnutrition et mortalité des enfants », in : Dominique Tabutin (éd.) *Population et Sociétés en Afrique au sud du Sahara*, Paris Harmattan, p. 309-334.

Akoto, Eliwo Mandjale, (1985) *Mortalité infantile et juvénile en Afrique : niveaux et caractéristiques, causes et déterminants*, Ciaco éditeur, 273 p.

Alam, Nurul, Sajjal K. Saha, Abdur Razzaque and Jeroen K. Van Ginneken (2001), "The effect of divorce on infant mortality in remote area of Bangladesh", *Journal of Biosocial Science*, 33: 271-278.

Baya, Banza (1999), « Étude de quelques déterminants des comportements de santé des enfants au Burkina Faso. Le cas de Bobo Dioulasso », in : Agnès Adjamagbo, Agnès Guillaume et N'Guessan Koffi (éds.) *Santé de la mère et de l'enfant : exemples africains*, IRD éditions, p. 61-79.

Becher Heiko, Olaf Müller, Albrecht Jahn, Adjima Gbangou, Gisela Kynast-Wolf and Bocar Kouyaté (2004), "Risk factors of infant and child mortality in rural Burkina Faso", *Bulletin of the World Health Organization*, 82: 265-273.

Bennett, Trude, Paula Braverman, Susan Egerter and John L. Kiely (1994), "Maternal marital status as a risk factor for infant mortality", *Family Planning Perspectives*, 26 (6): 252-271.

Bhuiya, Abbas and Mushtaque Chowdhury (1997), "The Effect of divorce on child survival in a rural area of Bangladesh" *Population Studies*, 51:57-61.

Bledsoe C.H., D.C. Ewbank and U.C. Isiugo-Abanike (1988), "The effect of child fostering on feeding practices and access to health service in rural Sierra Leone", *Social Science & Medicine*, 27 (6): 627-636.

Blossfeld, Hans-Peter and Götz Rohwer (2002), *Techniques of event history modeling. New approaches to causal analysis*, Erlbaum Hillsdale, New Jersey, Second Edition, 310 p.

Blossfeld, Hans-Peter, Katrin Golsch, and Götz Rohwer (2007), *Event history analysis with Stata*, Mahwah, New Jersey, Lawrence Erlbaum, 312 p.

Brockerhoff M. et P. Hewett (2000), «Inégalités de la mortalité de l'enfant chez des groupes ethniques de l'Afrique subsaharienne», *Bulletin de l'Organisation mondiale de la Santé*, 78 (1) : 30-41.

Burkina Faso (1990), *Code des personnes et de la famille*, Ouagadougou, 224 p.

Caldwell, John C. (1979), "Education as a factor in mortality decline: An examination of Nigerian data", *Population studies*, 33 (3): 395-413.

Caldwell, John C. (1986), "Routes to Low Mortality in Poor Countries", *Population and Development Review*, 12 (2): 171-220.

Cantrelle, P., I.L. Diop, M. Garenne, M. Gueye, and A. Sadio (1986), "The Profile of Mortality and its Determinants in Senegal, 1960-1980", in: *Determinants of Mortality Change and Differentials in Developing Countries*, New York, United Nations Department of International Economic and Social Affairs (Population Study no. 94), p. 86-116.

Case, Anne, Christina Paxson, And Joseph Ableidinger (2004), "Orphans in Africa: parental death, poverty, and school enrollment", *Demography*, 41 (3): 483-508.

Castle, Sarah E. (1995), "Child fostering and children's nutritional outcomes in rural Mali: The role of female status in directing child transfers", *Social Science & Medicine*, 40 (5): 679-693.

Chernichovsky, Dov (1985), "Socioeconomic and Demographic Aspects of School Enrollment and Attendance in Rural Botswana", *Economic Development and Cultural Change*, 33 (2): 319-332.

Cleland, John, George Bicego and Greg Fegan (1992), "Socioeconomic inequalities in childhood mortality: the 1970s to the 1980s", *Health Transition Review*, 2 (1): 1-18.

Cleves, A. Mario, William W. Gould and Roberto G. Gutierrez (2004), *An introduction to survival analysis*, Revised Edition, Texas, A Stata Press, 301p.

Courgeau, Daniel et Eva Lelievre (1989), *Analyse démographique des biographies*, Paris, INED, 289 p.

Desai, Sonalde et Soumya Alva (1998), « Maternal education and child health: Is there a strong causal relationship? », *Demography*, 35 (1): 71-81.

Dos Santos, Stéphanie, et Thomas K. Legrand (2007), « Accès à l'eau et mortalité des enfants à Ouagadougou (Burkina Faso) », *Environnement, Risques & Santé*, 6 (5): 365-371.

Farah, Abdoul-Aziz and Samuel Preston (1982), « Child mortality differentials in Sudan », *Population and Development Review*, 8 (2): 365-383.

Filmer Deon and Lant H. Pritchett (2001), "Estimating wealth effects without expenditure data-or tears: An application to educational Enrollments in states of India", *Demography*, 38 (1): 115-132.

Foster, Amey K. (2002), "Polygyny and child survival in West Africa", *social Biology*, 49 (1-2): 74-89.

Furstenberg, Frank F. and Kathleen E. Kiernan (2001), "Delayed parental divorce: how much do children benefit?" *Journal of Marriage and the Family*, 63 (2): 446-457.

Garenne, Michel and Enéas Gakusi (2006), "Health transitions in Sub-Saharan Africa: Overview of mortality trends in children under 5 years old (1959-2000)", *Bulletin of WHO*, 84: 470-478.

Gbenyon, Kuakuvi et Thérèse Locoh (1989), « Les différences de mortalité entre garçons et filles », in : Gilles Pison, Etienne Van de Walle et Mpembele Sala-Diakanda (éds.), *Mortalité et société en Afrique*, p. 221-243.

Guyimah, Stephen Obeng (2002), "Ethnicity and Infant Mortality in sub-Saharan Africa: The case of Ghana", *Population Studies Centre Discussion, Paper, Number, 02-10*, The University of Western Ontario, London, Ontario, 31 p.

Guyimah, Stephen Obeng (2006), "Cultural background and infant survival in Ghana" *Ethnicity and Health*, 11(2): 101-120.

Guyimah, Stephen Obeng (2007), "What has faith got to do with it? Religion and child survival in Ghana", *Journal of Biosocial Science*, 39 (6): 923-937.

Hilderbrand, K., Hill, A.G., Randall, S. & van den Eerenbeemt, M.L. (1985), "Child mortality and care of children in rural Mali", in: A.G. Hill, Routledge and Kegan Paul (éds.),

Population, Health and Nutrition in the Sahel: Issues in the Welfare of Selected West African Communities, London, KPI, p. 184-206.

Hill, Alan et Sara Randall (1984), « Différences géographiques et sociales dans la mortalité infantile et juvénile au Mali », *Population*, 6 : 921-946.

Hill, Althea (1989), «La mortalité des enfants : niveau actuel et évolution depuis 1945», in : Gilles Pison, Etienne Van de Walle et Mpenbele Sala-Diakanda (éds.), *Mortalité et société en Afrique*, p. 13-34.

Hill, Kenneth and Anne R. Pebley (1989), "Child Mortality in the Developing World" *Population and Development Review*, 15 (4): 657-688.

Hobcraft J. N., J. W. McDonald and S. O. Rutstein (1984), "Socio-economic factors in infant and child mortality: a cross-national comparison", *Population Studies*, 38 (2): 193-223.

Hobcraft John, (1993), "Women's education, children's welfare and child survival: a review of the evidence", *Health Transition Review*, 3 (2): 159-176.

Hobcraft, J. N., J. W. McDonald and S. O. Rutstein (1985), "Demographic determinants of infant and early child mortality: a comparative analysis", *Population Studies*, 39 (3): 363-385.

Isaac, B.L. and W.E. Feinberg, (1982), "Marital form and infant survival among the Mende of rural Upper Bambartha Chiefdom, Sierra Leone", *Human Biology*, 54: 627-634.

Joshi, R. Arun (1994), "Maternal schooling and child health: preliminary analysis of the intervening mechanisms in rural Nepal", *Health Transition Review*, 4 (1): 1-28.

Kaboré, Idrissa, Thierry Lairez et Marc Pilon (2003), «Genre et scolarisation au Burkina Faso : enseignements d'une approche statistique», in : Mario Cosio, Richard Marcoux et André Quesnel (dir.), *Éducation, famille et dynamiques démographiques*, Paris, CICRED, p. 221-246.

Kobiané, Jean-François (2003), «Pauvreté, structures familiales et stratégies éducatives à Ouagadougou», in : Mario Cosio, Richard Marcoux et André Quesnel (dir.), *Éducation, famille et dynamiques démographiques*, Paris, CICRED, p. 153-182.

Kobiané, Jean-François (1999), «Mode de production et scolarisation des enfants en milieu rural au Burkina Faso», in : U.E.P.A (éd.), *La population africaine au 21^e siècle*. Actes de la Troisième Conférence africaine de population, Durban, Afrique du Sud, 6-10 décembre 1999, Vol. 3, p.563-586.

Kobiané, Jean-François (2001), «Revue générale de la littérature sur la demande d'éducation en Afrique», in : Marc Pilon et Yacouba Yaro (éds.) *La demande d'éducation en Afrique. État des connaissances et perspectives de recherche*. Collection Réseaux thématiques de recherche de l'U.E.P.A, n° 1, p. 19-47.

Kobiané, Jean-François (2004), «Habitat et biens d'équipement comme indicateurs de niveau de vie des ménages : bilan méthodologique et application à la relation pauvreté-scolarisation», *Étude de la Population Africaine*, Supplément A au Vol. 19, p. 265-283.

Kobiané, Jean-François (2006), *Ménages et scolarisation des enfants au Burkina Faso : à la recherche des déterminants de la demande scolaire*. Collection "Monographies de l'Institut de Démographie de l'UCL", Louvain-la-Neuve, Academia-Bruylant, 306 p.

Kobiané, Jean-François, Anne-Emmanuèle Calves et Richard Marcoux (2005), "Parental death and children's schooling in Burkina Faso", *Comparative Education Review*, 49 (4): 468-489.

Kuate-Defo, Barthélémy (1997), «Causes et déterminants de la mortalité avant l'âge de deux ans en Afrique subsaharienne : application des modèles à risques concurrents», *Cahiers québécois de démographie*, 26 (1) : 3-40.

Lalou, Richard and Thomas LeGrand (1997), "Child Mortality in the Urban and Rural Sahel", *Population: An English Selection*, 9: 147-168.

Liu, H. Shirley and Frank Heiland (2007), "New estimates of the effect of parental separation on child health", *Working Paper Series*, n° 719, University of Miami, Department of Economics, 40 p.

Lloyd, B. Cynthia and Anastasia Gage-Brandon (1994), "High fertility and children's schooling in Ghana: Sex differences in parental contributions and educational outcomes," *Population Studies*, 48: 293-306.

Lloyd, B. Cynthia and Ann K. Blanc (1996), "Children's schooling in Sub-Saharan Africa: The role of fathers, mothers and others," *Population and Development Review*, 22 (2): 265-98.

Marcoux, Richard (1998), « Entre l'école et la calebasse. Sous-scolarisation des filles et mise au travail à Bamako », in : Marie-France Lange (éd.), *L'école et les filles en Afrique. Scolarisation sous conditions*, Éditions Karthala, Paris, p. 73-95.

Mauldon, Jane (1990), "The effect of marital disruption on children's Health", *Demography*, 27 (3): 431-446.

Mbacké, Cheikh S.M. and Thomas K. Legrand (1992), «Différences de mortalité selon le sexe et utilisation des services de santé au Mali», *Cahiers québécois de démographie*, 21 (1): 99-119.

Meekers, Dominique et Anastasia Gage (1995), "Children's experience with marital dissolution in Togo", *Paper presented at the 1995 Annual Meeting of the Population Association of America (PAA)*, April 6-8, San Francisco, 31 p.

Montgomery, Mark R. (2000), "Measuring living standards with proxy variables", *Demography*, 37 (2):155-174.

Mosley, W. Henry and Lincoln C. Chen (1984), "An analytical framework for study of child survival in developing countries", *Population and Development Review*, supplement to vol. 10: 25-45.

Pilon, Marc (1995), «Les déterminants de la scolarisation des enfants de 6-14 ans au Togo en 1981 : apports et limites des données censitaires», *Cahiers Sciences Humaines*, 31 (3) : 697-718.

Pilon, Marc (1996), «Les femmes chefs de ménage en Afrique : état des connaissances», in : Bisilliat Jeanne (éd.), *Femmes du sud, chefs de famille*, Paris, Karthala, p. 235-256.

Pilon, Marc, Mouhamadou Seidou Mama et Christine Tichit (1997), «Les femmes chefs de ménage en Afrique : Aperçu général et études de cas», in : Marc Pilon, Thérèse Loch, Émilien Vignikin et Patrice Vimard (dir.), *Ménage et famille en Afrique*, Les Études du Cepad n° 15, p. 167-171.

Pison, Gilles (1989), «Les jumeaux : fréquence, statut social et mortalité», in : Gilles Pison, Etienne Van de Walle et Mpembele Sala-Diakanda (éds.), *Mortalité et société en Afrique*, p. 245-269.

Poirier, Jean, Victor Piché, Gaël Le Jeune, Bonayi Dabiré et Hamdou Rabby Wane (2001), « Projet d'étude des stratégies de reproduction des populations sahéliennes à partir de l'enquête "Dynamique migratoire, insertion urbaine et environnement au Burkina Faso" », *Cahiers québécois de démographie*, 30 (2): 289-309.

Roger-Petitjean, Myriam (1999), «Accès aux soins des enfants confiés en milieu urbain africain. Le cas de Bobo Dioulasso», in, Agnès Adjamagbo, Agnès Guillaume et N'Guessan Koffi (éds.) *Santé de la mère et de l'enfant : exemples africains*, IRD éditions, p. 17-36.

Rutstein, Shea (2000), "Factors associated with trends in infant and child mortality in developing countries during the 1990s", *Bulletin of the WHO*, 78 (10): 1256-1270.

Sear, Rebecca, Fiona Steele, Ian A. McGregor and Ruth Mace (2002), "The effects of kin on child mortality in rural Gambia", *Demography*, 39 (1): 43-63.

Tabutin, Dominique, Catherine Gourbin et Gervais Bininguisse (2007), « Surmortalité et santé des petites filles en Afrique. Tendances des années 1970 aux années 1990 », in : Thérèse Locoeh (éd.), *Genre et sociétés en Afrique. Implication pour le développement*, Paris, INED (Les cahiers de l'Ined n° 160), p. 137-170.

UNICEF, WHO, The World Bank and United Nation Population Division, (2007) "Levels and Trends of Child Mortality in 2006", Estimates developed by the Inter-agency Group for Child Mortality Estimation', *Working paper*, New York, 53p.

Vandermeersch, Celine and O. Chimere-Dan (2002), "Child Fostering under Six in Senegal in 1992-1993" *Population*, 57 (4-5): 659-685.

Wakam, Jean (2001), « La situation des enfants orphelins en matière de scolarisation en Afrique: Le cas du Cameroun », in : Francis Gendreau, Dominique Tabutin, and Maud Poupard (éds.), *Jeunes, vieilles, démographies et sociétés*, Chaire Quetelet 2001/réseau démographie de l'AUF, Louvain-la-Neuve, Academia-Bruylant/L'Harmattan, p. 177-195.

Ware, Helen (1984), "Effects of maternal education, women's roles and child care on child mortality", *Population and development Review*, vol. 10 supplement: child survival: strategies for research, p. 191-214.

Yaro, Yacouba (1995) "Les stratégies scolaires des ménages au Burkina Faso", *Cahier Sciences Humaines*, 31 (3) : 675-696.