

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

Bilampo GNOUMOU THIOMBIANO

Institut Supérieur des Sciences de la Population, Université de Ouagadougou, Burkina Faso

Email: bgnoumou@issp.bf

bilampoag@yahoo.fr

**Sixième Conférence Africaine sur la Population
Ouagadougou, Burkina Faso, 5 – 9 Décembre 2011**

Session : Déterminants et tendances de la mortalité des enfants

Résumé

Plusieurs recherches soulignent le rôle fondamental des parents dans la survie des enfants. Toutefois, l'effet des ruptures d'union conjugale sur la mortalité des enfants est relativement peu documenté. Dans cette étude, nous utilisons les données d'une enquête biographique rétrospective pour examiner l'effet du divorce et du veuvage de la mère sur le risque de mortalité avant l'âge de 5 ans 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. Mais, l'effet du décès du père sur leur risque de mortalité n'est pas significatif.

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).

De façon générale, on s'accorde à reconnaître le rôle central de la mère dans les soins des enfants en Afrique subsaharienne. La mortalité des enfants est liée à 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). Le milieu de résidence des mères est aussi fréquemment cité 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).

Plusieurs variables biodémographiques sont également 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).

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 notamment 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.

En Effet, peu de recherches ont examiné les effets des ruptures d'unions des parents sur le risque de mortalité des enfants en Afrique subsaharienne. Cette situation peut s'expliquer en partie par le manque de données appropriées. 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 rarement collectées.

Nous utilisons les données d'une enquête biographique rétrospective pour étudier les effets des ruptures d'unions des parents sur la mortalité avant l'âge de 5 ans au Burkina Faso. Le mariage constitue entre autres une sécurité sociale pour les burkinabè, en particulier les femmes. En effet, l'environnement conjugal assure un cadre favorable à la bonne santé des enfants (Kuate-Defo, 1997). Nous supposons que les enfants dont les mères divorcent ou deviennent veuves sont plus à risque de décéder avant l'âge de 5 ans 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). Dans la section suivante, nous décrivons la méthodologie de l'analyse. Les résultats des analyses descriptives et multivariées sont ensuite exposés. Enfin, dans la dernière section, nous discutons les principaux résultats de l'étude.

Méthodologie

Données

Nous utilisons les données de l'enquête migration, insertion urbaine et environnement au Burkina Faso (EMIUB) 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 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.

L'histoire génésique concerne 17 544 enfants. Les femmes ont en moyenne 5 enfants nés vivants. À partir des données d'histoire génésique des femmes, nous avons d'abord créé un fichier pour chaque rang de naissance. Ensuite, ces fichiers ont été fusionnés pour constituer un fichier enfants pour l'analyse. Étant donné la problématique abordée dans l'étude (lien entre mortalité des enfants et ruptures d'unions conjugales), l'échantillon d'analyse regroupe 17 399 enfants dont les mères ont déjà été en union. Parmi eux, 2 763 enfants sont décédés avant l'âge de 5 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.

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. Mais on présume que le risque de mortalité de ces enfants n'est pas différent de celui des autres. 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, décès, etc.). 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 (Antoine, 2002). L'identification préalable des événements familiaux sur cette fiche a aidé les enquêtés à mieux situer les événements individuels comme le divorce et le décès des enfants, dans le temps, les uns par rapport aux autres.

Méthode d'analyse

Pour l'analyse statistique nous utilisons les méthodes d'analyse de survie, notamment la méthode de Kaplan Meier pour les analyses descriptives et les modèles exponentiels multivariés de survie par morceaux (modèles *piecewise*). L'analyse de survie permet d'examiner la survenue d'un événement, 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). Les valeurs estimées de Kaplan Meier servent à construire les courbes de survie au décès 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. Étant donné que le risque de mortalité n'est pas constant au cours de la vie d'un individu, il est nécessaire d'en tenir compte dans les analyses. Le modèle exponentiel par morceaux permet de découper la fonction de risque par intervalles de temps spécifiques dans

l'équation de régression (Blossfeld et Rohwer, 2002; Blossfeld *et al.*, 2007). Les intervalles de temps retenus dans cette analyse, en tenant compte de l'évolution du risque de mortalité avant l'âge de 5 ans sont : 0-1 mois, 1-11 mois, 12-59 mois. 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

La variable dépendante de l'étude, le décès avant l'âge de 5 ans, est codée "1" en cas de décès et "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. 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 statut matrimonial, milieu de résidence et niveau de vie de la mère changent de valeurs au cours du temps, les autres variables sont fixes. Trois périodes de naissance sont considérées : avant 1980, 1980-1989 et 1990-2000. Cette variable permet de saisir l'effet du contexte national sur le risque de mortalité 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. Ces variables ont été utilisées pour construire un indicateur de niveau de vie des individus avec la méthode d'analyse en composantes principales. Il s'agit d'une méthode d'analyse factorielle qui permet de réduire un ensemble de variables liées entre elles (comme les caractéristiques de l'habitat) en un nombre

restreint de facteurs ou 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 *et al.*, 2000; Kobiané, 2004). 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%), sans instruction (93%) et de classe socioéconomique pauvre (52%).

Tableau 1 : Répartition des enfants selon leurs variables biodémographiques et les caractéristiques socioéconomiques et culturelles de leur mère

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

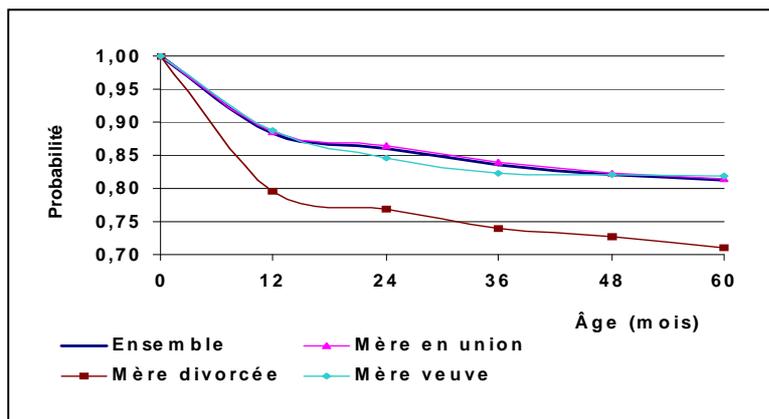
(v) : Variables dont la valeur peut changer au cours du temps,
(Répartition au moment de la sortie d'observation, cas de la mortalité).

Résultats statistiques

Résultats de l'analyse descriptive

L'évolution de la courbe de survie au décès des enfants à partir des valeurs estimées de Kaplan-Meier indique des différences significatives selon le test log-rank ($p < 0,004$) 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 à 5 ans). Par contre le décès du père ne semble pas agir significativement sur la survie des enfants. Ces résultats semblent indiquer que les enfants de mères divorcées sont plus à risque de décéder avant l'âge de 5 ans que ceux dont les parents sont en union. Nous observerons avec l'analyse multivariée, si ces différences demeurent en présence d'autres variables.

Figure: Probabilité de survie avant l'âge de cinq ans pour tous les enfants et selon le statut matrimonial des mères



Source : Enquête "Migrations, Insertion Urbaine et Environnement au Burkina Faso" (EMUB, 2000).

Résultats de l'analyse multivariée

Le tableau 2 suivant présente les résultats de l'analyse 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 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.

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 et de la famille paternelle. Pourtant, le rôle de la mère dans les soins des enfants est fondamental. 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.

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 peuvent avoir un faible accès aux soins de santé comparativement aux autres enfants.

Ces effets négatifs du divorce 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 l'âge de cinq ans 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 est différent 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 et les différences sont statistiquement significatives ($p < 0,000$).

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 aussi par le développement du système de santé ces dernières années. La

grande sécheresse des années 1973-1974 a aussi eu des effets néfastes sur la santé de ces enfants (Garenne et Gakusi, 2006). 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).

Par ailleurs, les caractéristiques socioéconomiques et culturelles de la mère ont des incidences significatives sur la mortalité des enfants. Les enfants du milieu rural ont un risque plus grand de décéder avant cinq ans que ceux des villes mieux dotées en ressources sanitaires médicales 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). 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).

Tableau 2 : Risque relatifs de décès avant l'âge de cinq ans (Résultats des modèles exponentiels par morceaux)

Variable	Modèle 1	Modèle 2
Statut matrimonial de la mère^(v) (Mariée)		
Divorcée	1,71 ***	1,83 ***
Veuve	1,00	1,05
Sexe (Garçon)		
Fille		0,91
Gémellité (Non)		
Oui		2,71 ***
Rang dans la fratrie (4-5)		
1er		0,94
2-3		0,92
6 et +		1,11
Période de naissance (1990-2000)		
Avant 1980		1,25 **
1980-1989		1,01
Age de la mère à la naissance (19-35 ans)		
< 19 ans		1,46 ***
35 ans et +		0,86
Instruction de la mère (Primaire et +)		
Aucune		1,22
Ethnie de la mère (Mossi)		
Gourmantché		1,13
Peul		0,88
Gourounsi		1,10
Bobo-bwa		0,98
Lobi-dagara		0,89
Autres		0,93
Religion de la mère (Musulmane)		
Animiste		0,94
Chrétien		0,93
Autres		0,63
Milieu de résidence^(v) (Grande ville)		
Rural		1,84 ***
Ville moyenne		1,54 **
Étranger		1,17
Indice de niveau de vie^(v) (Nanti)		
Pauvre		1,17 *
Moyen		1,19 *
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		
7-8 ans		
> 8 ans		

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 des enfants à partir des données d'une enquête biographique rétrospective. 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 avant l'âge de cinq ans.

L'étude montre que les enfants de parents divorcés ont un plus grand risque de mortalité que ceux dont les parents sont mariés. Ce résultat pourrait s'expliquer par les circonstances du divorce. Dans les sociétés patrilinéaires 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) les enfants de moins de 7 ans doivent être de préférence confiés à leur mère (Burkina Faso, 1990), cette disposition est rarement appliquée surtout en milieu rural où le mariage civil est très rare. 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 paternels 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). 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).

Parmi les autres facteurs associés à la mortalité des enfants figurent l'âge, le milieu de résidence, le niveau de vie et l'âge 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 l'âge de 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. Néanmoins, les progrès réalisés dans le domaine de la santé au cours des dernières décennies favorisent globalement les enfants de la jeune cohorte (1990-2000) par rapport aux autres.

Les résultats de l'étude confirment en partie notre hypothèse de départ, à savoir que les enfants de mères divorcées ont un risque de mortalité élevé par rapport aux enfants dont les parents sont mariés. L'étude apporte ainsi quelques éléments de la relation entre les ruptures d'union conjugale et la mortalité des enfants. Les résultats peuvent être considérés comme une contribution aux schémas explicatifs de la mortalité des enfants en Afrique subsaharienne. Il ressort de l'étude que 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 leurs conditions de vie.

Bibliographie

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 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.

Antoine, Philippe (2002), « L’approche biographique de la nuptialité : application à l’Afrique », in : Graziella Caselli, Jacques Vallin et Guillaume Wunsch, éd., *Démographie : analyse et synthèse II. Les déterminants de la fécondité*, Paris, INED, p. 51-74.

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 Egarter 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.

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.

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 Mpembele 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 Bamba 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.

Kobiané, Jean-François (2004), «Habitat et biens d’équipement comme indicateurs de niveau de vie des ménages : bilan méthodologique et application à l’analyse de la relation pauvreté-scolarisation », *Étude de la population africaine Supplément A* du vol. 19: 265-283.

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.

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.

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 Locoh (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.