

UNIVERSITE DE MONTREAL

**INEGALITES EN MATIERE DE SANTE DES ENFANTS EN AFRIQUE :
UNE ANALYSE DE LA CONCENTRATION FAMILIALE ET
COMMUNAUTAIRE DES DECES**

Par

Khassoum DIALLO

Département de démographie
Faculté des Arts et Sciences

Thèse présentée à la faculté des Etudes Supérieures
En vue de l'obtention du grade de Philosophæ Doctor (Ph.D.)
En démographie

Août 2001

© Khassoum DIALLO, 2001



HB
881
US4
2002
v.001

Université de Montréal
Faculté des études supérieures

Cette thèse intitulée :

Inégalités en matière de santé des enfants en Afrique :
une analyse de la concentration familiale et communautaire des décès

Présentée par :

Khassoum DIALLO

A été évaluée par un jury composé des personnes suivantes :

Robert Bouckean, président du jury
Barthelmy Guate Doko, directeur de recherche
Pierre Fournier, membre du jury
Barney Cohen, examinateur externe

Thèse acceptée le : 14/01/02

SOMMAIRE / RESUME

L'intérêt accordé depuis longtemps aux inégalités en matière de santé contraste très souvent avec les nombreuses limites des indicateurs de mesure généralement retenus. Cette étude se veut être une contribution, à la fois conceptuelle et méthodologique, à l'étude des inégalités en matière de santé en Afrique, à travers une analyse de la répartition inégalitaire des décès entre familles et communautés.

L'existence d'une concentration des décès au sein des familles et des communautés plus vulnérables peut contribuer à expliquer les niveaux toujours élevés de la mortalité des enfants en Afrique, ainsi que la stagnation, et même la hausse de ces niveaux, constatées récemment dans certains pays africains. La répartition fortement inégale des décès peut être le reflet de comportements sanitaires néfastes localisés, de problèmes génétiques spécifiques à certaines familles, d'inégalités sociales marquées ou encore de problèmes environnementaux propres à certaines régions. Etudier la concentration des décès consiste donc à identifier les caractéristiques et comportements des groupes (familles, régions) les plus vulnérables, afin de mieux les caractériser et par conséquent de proposer des stratégies à même de réduire les coûts des interventions et les niveaux de la mortalité des enfants en Afrique.

Dans cette étude, nous avons essayé d'identifier les niveaux, les tendances et les principaux déterminants bio-démographiques, socio-économiques et comportementaux de la répartition fortement inégale des décès entre familles et communautés africaines. Nous avons utilisé les données des Enquêtes Mondiales sur la Fécondité (EMF) et les Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS), représentatives au niveau national, d'une vingtaine de pays africains appartenant à toutes les sous-régions du continent.

Nous avons adopté une méthodologie particulière, basée d'une part, sur la création de nos propres indicateurs, en partant des limites identifiées des indicateurs classiques d'analyse de la mortalité des enfants et de la concentration des décès et, d'autre part, sur l'utilisation des techniques d'analyse multi-niveaux, plus adaptées à notre avis à l'analyse d'un phénomène de cette nature.

Nos analyses montrent que les niveaux de la mortalité des enfants ont généralement baissé au cours des trois dernières décennies mais on assiste une hausse de celle-ci dans un nombre grandissant de pays. On observe également l'existence d'une inégale des décès d'enfants, la majorité d'entre eux survenant au sein d'une minorité de familles et de communautés, alors qu'une forte proportion majorité des familles n'en enregistre aucun.

Au niveau familial, on relève l'importance des variables de niveau de vie (pauvreté des ménages), celles dites de «santé reproductive» (discussion de la planification familiale, contraception, espacement des naissances, âge de la femme) ainsi que l'éducation des conjoints dans l'explication des risques de concentration familiale de la mortalité. Ces variables à elles seules expliquent une bonne partie des variations du phénomène.

Au niveau communautaire, l'analyse révèle que la concentration des décès est très différente d'un pays à l'autre mais aussi entre communautés d'un même pays. Certains pays (comme le Mali) ont des niveaux de mortalité élevés alors que les décès sont plus ou moins équitablement répartis entre communautés. D'autres par contre, ont des niveaux de concentration élevés alors que la mortalité des enfants par communauté y est faible (Zimbabwe, Maroc). L'éducation, la contraception, l'espacement des naissances et la pauvreté sont ici aussi les principaux déterminants de cette répartition inégalitaire des décès entre communautés africaines.

Ces facteurs devraient par conséquent constituer l'ossature de toute politique de réduction des inégalités familiales et communautaires de la mortalité. Les résultats des analyses montrent également qu'une partie non-négligeable des variations inter-familiales et communautaires obtenues demeurent inexpliquées par nos modèles. Cela ouvre de nouvelles pistes vers lesquelles devraient s'orienter les recherches futures en matière de mortalité des enfants et, plus globalement, d'inégalités en matière de santé notamment, par la prise en compte des facteurs génétiques et environnementaux mais aussi la considération de certaines attitudes et pratiques néfastes à la santé des enfants, mais non mesurables avec des enquêtes de nature quantitative.

ABSTRACT

Recent demographic studies have demonstrated that child deaths tend to cluster within certain families and communities while the majority of other families and/or communities in developing countries lose none or very few. This strong heterogeneity of mortality risks between families or communities remains evident even after controlling for major socioeconomic factors. Deaths clustering can explain why levels of children's mortality are still very high - and increasing in some African countries - after decades of decrease. It needs to be well conceptualized and analyzed for a better understanding of child health inequalities in Africa.

Strong mortality clustering may be indicative of marked social inequality, or of an unequal distribution of resources, in terms of hygiene and educational infrastructures. It may also signify a concentration of nutritional and sanitary behaviors harmful to the health and longevity of children. Finally, it may point to the existence of particular genetic problems in certain families, or environmental problems within specific communities. All these elements justify the attention given to the problem by epidemiologists, population geneticists, sociologists and medical anthropologists, bio-statisticians and, more recently, demographers.

In this study, we used Demographic and Health Surveys (DHS) and World Fertility Surveys (WFS) datasets and multilevel analysis to identify levels, trends and bio-demographic, socioeconomic and behavioral determinants of deaths clustering in about 20 African countries.

The results confirm the existence of death clustering in several African countries, even where children mortality levels are very low. The degree of clustering has increased in some

countries and decreased in others. At the family level, poverty, reproductive health variables (contraception, family planning discussion between spouses, birth spacing and adolescent childbearing) and parents' education were the main determinants of between family mortality inequality. At the community and country level, our results suggest marked differences, with some countries having high levels of children mortality and deaths being equitably distributed between communities. In contrast, other countries with lower levels of children's mortality experienced high levels of between community mortality heterogeneity, indicating strong residual effects of unobserved factors that are especially visible at lower mortality levels. Education, poverty and family planning remain the major determinants of community health inequalities. These factors should therefore be the leading variables for policies and programs seeking to reduce health inequalities in Africa.

Keywords : mortality, clustering, multilevel, health, inequality, reproductive health, family, community.

TABLES DE MATIERES

IDENTIFICATION DU JURY.....
SOMMAIRE/RESUME.....i
ABSTRACT.....iii
TABLE DES MATIERES.....v
LISTE DES TABLEAUX ET FIGURES.....vii
DEDICACES.....viii
REMERCIEMENTS.....ix
INTRODUCTION GENERALE	1
1. Justification et objectifs	1
2. Signification et causes de la concentration des décès	4
3. Pourquoi étudier la concentration des décès ?	5
4. Contexte général de l'étude: Bref rappel de l'évolution socio-économique de l'Afrique.....	7
5. Présentation du projet de recherche.....	13
Chapitre 1 : CONSIDERATIONS METHODOLOGIQUES	18
1. Définitions, formes et indicateurs de la concentration des décès.....	18
2. Préalables et limites inhérentes aux définitions et indicateurs retenus	20
3. Cadre conceptuel.....	24
3.1. Facteurs associés à la concentration des décès.....	25
3.2. Niveaux d'analyse : Pourquoi l'approche multi-niveaux ?	32
Chapitre 2 : GEOGRAPHY OF CHILD MORTALITY CLUSTERING WITHIN AFRICAN FAMILIES.....	34
1. Introduction	34
2. Data and Methods	38
3. Socioeconomic attributes, behavioral and bio-demographic factors and child mortality clustering in Africa.....	44
3.1. Socioeconomic and behavioral variables	44
3.2. Bio-demographic Covariates.....	46
4. Transition and the Geography of Mortality in Africa	49
4.1. West Africa	53
4.2. Central and East Africa	54
4.3. North Africa	55
5. Determinants of family clustering of child mortality	56
5.1. Determinants of mortality clustering in West Africa	61
5.2. Determinants of mortality clustering in Central and East Africa	64
5.3. Determinants of mortality clustering in North Africa	64
5.4. Contribution of socioeconomic, behavioral and bio-demographic covariates to child mortality clustering	65
6. Conclusions	68
7. References	70
Chapitre 3 : DÉTERMINANTS DE LA CONCENTRATION FAMILIALE DES DÉCÈS D'ENFANTS EN AFRIQUE.....	73
1. Introduction	73
2. Concentration des décès en Afrique : Vers un modèle explicatif	74
2.1. Facteurs au niveau de l'enfant et de sa mère	75
2.2. Facteurs relatifs au couple.....	75
2.3. Facteurs liés au ménage et à la famille.....	80
2.4. Facteurs liés à la communauté.....	81

3. Méthodologie générale	83
3.1. Modèles utilisés pour l'estimation de la concentration de la mortalité	83
3.2. Pourquoi l'approche multi-niveaux ?	85
3.3. Problème de l'endogénéité	87
3.4. Indicateurs de mesure de la concentration	88
3.5. Hypothèses	90
4. Données	91
4.1. Données utilisées	91
4.2. Sélection des couples	92
4.3. Variables	93
4.4. Méthodes statistiques : Analyse logistique à deux niveaux	96
5. Résultats	97
5.1. Différentiels de la concentration de la mortalité en Afrique	97
5.2. Déterminants de la concentration familiale de la mortalité en Afrique	103
6. Discussion	109
7. Références	111

Chapitre 4 : DÉTERMINANTS DES VARIATIONS COMMUNAUTAIRES DE LA CONCENTRATION DES DÉCÈS	115
1. Introduction	115
2. Données, variables et hypothèses	116
2.1. Données	116
2.2. Définition et sélection des communautés	117
2.3. Variables et hypothèses	119
3. Méthodes d'analyse	128
4. Résultats	130
4.1. Estimation de la concentration communautaire des décès	130
4.2. Différentiels de la concentration communautaire des décès en Afrique	131
4.3. Déterminants de la concentration communautaire de la mortalité en Afrique	135
5. Discussion	142
Références	145
CONCLUSION GENERALE	148
1. Choix et complémentarité des articles.	148
2. Synthèse de la démarche et principaux résultats	149
3. Implications programmatiques : les facteurs d'intervention	151
4. Limites de l'étude	155
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES HORS ARTICLES	158

LISTE DES TABLEAUX ET DES FIGURES

INTRODUCTION GENERALE ET MÉTHODOLOGIE

<u>Tableau 1</u> : Quelques indicateurs socio-économiques en Afrique.....	8
<u>Tableau 2</u> : Catégories de variables et niveaux d'analyse retenus dans l'étude de la concentration des décès.....	25

Chapitre 2 : GEOGRAPHY OF CHILD MORTALITY CLUSTERING WITHIN AFRICAN FAMILIES

<u>Table 1</u> : Mortality Transition in Africa: Weighted Data.....	50
<u>Table 2</u> : Family Mortality Clustering Indicators in Africa: Weighted Data.....	51
<u>Table 3</u> : Ordinary Least Squares (OLS) and Logistic Regression Estimates of Influences on Child Mortality Clustering in Western Africa.....	58
<u>Table 4</u> : Ordinary Least Squares (OLS) and Logistic Regression Estimates of Influences on Child Mortality Clustering in Central and Eastern Africa.....	59
<u>Table 5</u> : Ordinary Least Squares and Logistic Regression Estimates of Influences on Child Mortality Clustering in Northern Africa.....	60
<u>Table 6</u> : Contributions of Socioeconomic, Behavioral and Bio-demographic Variables on Child Mortality Clustering in Africa.....	67
<u>Figure 1</u> : Levels of mortality clustering in selected countries.....	52

Chapitre 3 : DÉTERMINANTS DE LA CONCENTRATION FAMILIALE DES DÉCÈS D'ENFANTS EN AFRIQUE

<u>Tableau 1</u> : Répartition (%) des couples sélectionnés selon les variables utilisées et les pays.....	99
<u>Tableau 2a</u> : Répartition (%) des covariables selon l'indicateur de concentration normalisée CONC165 dans chaque pays.....	101
<u>Tableau 2b</u> : Répartition (%) des covariables selon les niveaux de concentration (CONCGROUP) dans chaque pays.....	102
<u>Tableau 3a</u> : Répartition des couples sélectionnés selon la parité et le nombre d'enfants décédés.....	103
<u>Tableau 3b</u> : Répartition des communautés selon le nombre d'enfants nés vivants et le nombre d'enfants décédés.....	103
<u>Tableau 4</u> : Effets bruts et nets des variables retenues selon les pays.....	106
<u>Tableau 5</u> : Contributions brutes et nettes des variables retenues à la variance de niveau 2.....	109
<u>Figure 2</u> : Cadre conceptuel de l'analyse de la concentration de la mortalité des enfants dans un contexte multi-niveaux.....	77

Chapitre 4 : DÉTERMINANTS DES VARIATIONS COMMUNAUTAIRES DE LA CONCENTRATION DES DÉCÈS

<u>Tableau 1</u> : Définition des variables.....	124
<u>Tableau 2</u> : Répartition de nos échantillons et indicateurs de concentration selon les niveaux de mortalité des communautés (données pondérées).....	130
<u>Tableau 3</u> : Niveaux de concentration et de mortalité communautaires selon les variables retenues.....	133
<u>Tableau 4</u> : Résultats des modèles logistiques multi-niveaux.....	137

Dédicaces.

A mes parents pour l'éducation qu'il m'ont donnée,

A mon épouse Oumou pour son amour, son soutien, sa patience,

A ma fille Adja, pour la joie qu'elle me procure et pour qu'elle trouve en cette thèse un encouragement pour la vie,

A mon frère Ngalla pour tous ses sacrifices afin que je réussisse dans la vie,

A mes frères et soeurs,

A Kaou,

A tous mes parents et amis,

Je dédie ce travail.

REMERCIEMENTS

Je rends grâce à Dieu, le Tout-Puissant qui m'a accordé la paix, la santé, la volonté et l'opportunité d'entreprendre et de mener à bien ce travail.

Je tiens tout d'abord à remercier le Professeur Barthélémy Kuate Defo qui m'a offert l'opportunité de venir à Montréal. Il a par la suite assuré aussi bien le financement de cette thèse dans le cadre de son programme de recherche financé par le FCAR et le CRSH, que mon encadrement académique avec rigueur et compétence. Nos nombreux débats sur les choix méthodologiques et ses critiques objectives m'ont beaucoup enrichi et ils me seront d'une grande utilité pour mes travaux futurs.

Ce travail a bénéficié du concours de nombreuses bonnes volontés qui, par leur soutien, leurs prières, leurs encouragements et leur considération m'ont épaulé tout au long de ces trois années. Je les en remercie beaucoup. Une mention particulière va à mon épouse Oumou qui m'a énormément soutenu durant ces longues et difficiles années de recherche. Je remercie également mon frère Ngalla qui m'a éduqué et m'a entièrement pris en charge depuis mon bas âge.

Je remercie également toute la communauté sénégalaise et, en particulier, mon ami Ibrahima Ly et sa famille qui ont guidé mes premiers pas à Montréal et ont facilité mon intégration. Je n'oublie pas également Pape Laye Fall, Amadou Ba, Mamadou Dia, Bassirou Thiam, Kodoré Camara, Rahim et leurs familles, ainsi que tous ceux que je ne pourrais citer ici.

Au niveau du Département, je remercie toutes les personnes qui m'ont témoigné d'une quelconque sympathie, avec une mention spéciale à Victor Piché, Jean Poirier Tom Legrand et Anne Calves pour leur sollicitude et leur disponibilité. Je remercie aussi la faculté pour les bourses qui m'ont été offertes. Mes collègues Amadou, Macoumba Thiam, Tejumo et Célestin Blaud m'ont apporté tout leur appui dans le cadre de cette thèse.

Merci à tous.

INTRODUCTION GENERALE

1. Justification et objectifs

Les déterminants de la mortalité des enfants ont été longuement étudiés par les chercheurs en sciences sociales et biomédicales et plus particulièrement par les démographes (pour une synthèse voir Preston, 1996 et Tabutin, 1995). Ces derniers ont cependant mis davantage l'accent sur les déterminants socio-économiques et bio-démographiques, en raison sans doute des limites des données disponibles. Avec le programme des Enquêtes Mondiales sur la Fécondité (EMF) et celui des Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS), la connaissance des populations africaines s'est beaucoup améliorée. La recherche des déterminants de la survie des enfants s'est penchée sur des facteurs jusque-là négligés par la majorité des chercheurs, comme la pauvreté (PNUD, 1997), les facteurs génétiques (Rustein, 1983; Guo, 1993; Guo et Grummer Strawn, 1993; Bittles, 1994), comportementaux (Das Gupta, 1990; Finerman, 1994) et environnementaux (Merrick et al., 1985; Kuate-Defo, 1996).

Bien que tous les continents aient enregistré une baisse notable de la mortalité des enfants, au point que cette dernière soit désormais très rare dans les pays développés, les niveaux du phénomène sont toujours élevés dans les pays en développement. Près d'un enfant sur cinq qui naît dans certains pays d'Afrique et d'Asie n'atteint pas son cinquième anniversaire et il court 20 fois plus de risque de décéder qu'un enfant né au Etats Unis, au Japon ou en Suède (Galway et al., 1987). L'Afrique par exemple connaît des niveaux de mortalité qui étaient en cours à la fin du siècle dernier en Europe (United Nations, 1991). Plus inquiétant, on observe depuis quelques années une stagnation, voir une légère hausse de la mortalité des enfants dans ce continent. Au Kenya par exemple, les résultats des Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) de 1992 et

1997 montrent une légère remontée du niveau de la mortalité des enfants au cours de la période (DPS, 1998). Des résultats similaires ont été observés au Togo et dans d'autres pays africains (Cameroun, Sénégal, voir chapitre 3 etc.).

Cette nouvelle situation peut s'expliquer par le fait que les progrès socio-sanitaires et nutritionnels obtenus au cours des dernières décennies n'ont pas profité à tous les groupes sociaux et zones géographiques de la même manière, au point qu'on assiste à une répartition fortement hétérogène et inégalitaire des problèmes de santé, et plus particulièrement des décès, entre les familles et les communautés dans différents pays. Des travaux récents sur la mortalité des enfants dans les pays en développement ont mis en évidence la tendance d'une majorité des décès d'enfants à se concentrer chez une minorité des femmes/familles et des communautés. Ainsi, dans certaines régions de l'Inde (Das Gupta, 1990), et du Brésil (Sastry, 1997), respectivement 62% et 60% des décès avaient lieu dans 13 % et 9 % des familles. Au Sri Lanka, Meegama (1980) a montré que 33 % des décès infantiles ont été enregistrés chez 1,5% des femmes qui ont eu de multiples décès et 43 % des décès néonataux proviennent de 3% des femmes ayant enregistré de multiples décès néonataux. Sastry (1997) a montré que 32 % des municipalités plus défavorisées avaient enregistré 64 % de l'ensemble des décès d'enfants. Au Malawi où l'unité communautaire était la zone de dénombrement du recensement, 23 % des communautés subissent environ 50 % des pertes totales d'enfants (Manda, 1998). Cette concentration des décès a également été observée au Soudan (Farah et Preston, 1982), au Kenya (Zaba et David, 1996), au Burundi, Ziwabawe et Ouganda (McMurray, 1997), au Sénégal (Ronsmans, 1993, 1995 et 1996) et dans une vingtaine d'autres pays africains (Kuate Defo et Diallo, 1999). L'intérêt de l'étude de la concentration des décès réside dans le constat généralement partagé par les chercheurs et ainsi résumé par Das Gupta (1990 p. 490) :

« There is a strong tendency for child death to cluster within families, even after controlling for many socio-economic and biological factors ».

Les études sur la concentration des décès, bien que récentes, sont de plus en plus nombreuses en raison de l'importance accordée au phénomène. Cependant, la plupart des travaux menés jusque-là sont localisés et portent sur des aires géographiques restreintes (un pays ou quelques localités rurales). Il n'y a que de rares études d'envergure sous-régionales, portant sur plusieurs pays (McMurray, 1997, Kuate-Defo et Diallo, 1999). De telles études permettraient de dégager des tendances réelles indépendantes des contextes locaux et nationaux et d'attribuer les différences aux conditions socio-sanitaires des différents pays. De même, la nouveauté du domaine d'étude et le fait que les auteurs aient généralement travaillé sur une seule base de données pourraient expliquer l'absence de tendances du phénomène dans la littérature démographique. Il serait intéressant d'utiliser différentes bases de données, suffisamment distantes dans le temps (comme les EDS et les EMF), afin de voir l'évolution du phénomène à la lumière des changements socio-démographiques en cours dans les pays en développement. Dans une perspective de recherche appliquée, cette analyse dynamique, permettra de voir l'évolution des principaux facteurs de la concentration des décès afin de mieux cibler ceux sur lesquels des actions sont possibles.

C'est dans cette optique que se situe la présente étude qui tentera de répondre aux questions suivantes. Existe-t-il une concentration familiale et communautaire des décès en Afrique ? Si oui, comment a-t-elle évolué au cours des trois dernières décennies ? Quelles sont les caractéristiques des familles et communautés plus à risque ? Pourquoi le risque de décès des enfants est plus élevé dans certaines familles et communautés que dans d'autres en Afrique ?

Dans ce travail, nous chercherons à contribuer à l'analyse des inégalités en matière de santé en Afrique afin d'aider à la prise de décision en matière de planification de la santé des enfants. Nous visons principalement à identifier la géographie, les tendances et les déterminants de la concentration familiale et communautaire des décès pour aider à mieux identifier les groupes les plus vulnérables. Plus spécifiquement nous essayerons:

- d'étudier les niveaux et tendances de la concentration des décès d'enfants en Afrique ;
- de décrire la répartition géographique du phénomène en Afrique ;
- de mettre en évidence les principaux facteurs associés à la concentration des décès au sein des familles et des communautés.

2. Signification et causes de la concentration des décès

La concentration des décès dans une minorité de familles et de communautés peut être un indicateurs pertinents des inégalités devant la mort. Une forte concentration des décès est synonyme d'inégalités sociales marquées et d'une répartition inégale des ressources et des infrastructures socio-économiques (entreprises, services publics, écoles, centres de santé etc.). Cette répartition inégalitaire des ressources au profit de certaines régions d'un pays entraîne une concentration de la pauvreté et de l'accès à l'éducation et aux soins qui peut favoriser une concentration des décès. Les difficultés d'accès à l'eau potable par certaines familles et communautés peuvent entraîner une concentration des maladies diarrhéiques fortement létales en Afrique. Par ailleurs, certains milieux physiques sont, plus que d'autres, favorables au développement d'épidémies ou de maladies endémiques mortelles comme le paludisme qui prospère dans les zones plus pluvieuses ou la méningite qui se développe davantage dans les terroirs sahéliens à cause, entre autres, des vents de poussière. La concentration des décès peut également refléter une accumulation des problèmes et comportements alimentaires et

thérapeutiques néfastes à la santé et à la survie des enfants dans certaines régions restreintes. Certains tabous alimentaires en vigueur dans de nombreuses communautés africaines, comme l'interdiction de donner certains aliments (comme les œufs) aux enfants à bas âge ou le refus de donner le sein aussitôt à la naissance de l'enfant (car le colostrum est considéré comme une saleté dont il faut se débarrasser dans certaines sociétés ouest-africaines) peuvent causer des déficits nutritionnels (comme des avitaminoses et des anémies) et immunitaires néfastes à la survie des enfants. On peut donc s'attendre à ce que les niveaux de mortalité varient d'une famille à l'autre et d'une communauté à l'autre, et que les décès soient davantage concentrés dans les groupes plus défavorisés.

3. Pourquoi étudier la concentration des décès ?

L'étude de la concentration des décès dans les pays en développement revêt une importance capitale pour plusieurs raisons. Elle permet par exemple de mieux décrire et cibler les groupes (femmes ou communautés restreintes) à haut risque par l'identification de leurs caractéristiques et comportements. Cela facilitera la mise en œuvre des stratégies et programmes de planification de la santé et d'Information Education et Communication (IEC) nécessaires à la réduction des inégalités devant la mort. Une telle étude peut aussi avoir un impact important dans de nombreux domaines et plus particulièrement sur les plans démographique, économique et social.

Sur le plan démographique, l'identification des groupes à haut risque de mortalité peut avoir un impact sur la mortalité, la fécondité, la migration et la nuptialité. L'identification des familles et communautés à risques peut entraîner une forte baisse de la mortalité des enfants car les interventions seraient mieux ciblées et donc la prise en charge mieux assurée. Les effets de

remplacement (qui résulte de la tendance des parents qui ont perdu un enfant de le "remplacer" le plus rapidement possible pour atteindre une parité désirée) et d'accumulation (qui consiste pour des parents d'avoir plus d'enfants que désiré, afin d'anticiper la perte de certains d'entre eux) s'observent généralement dans les milieux à forte mortalité. Ils contribuent à un rapprochement des naissances défavorable à la survie des naissances (Koenig et al., 1990). La réduction de ces effets et de la mortalité par la sensibilisation des groupes à risque peut donc entraîner à terme une forte baisse de la fécondité. Concernant la migration, l'identification des zones géographiques fortement touchées par des décès provoqués par des maladies endémiques ou des épidémies peut aider à une relocalisation des populations de ces milieux vers des endroits plus viables. Enfin, la prise en compte des facteurs génétiques a montré une forte corrélation positive entre, d'une part, la concentration des décès et, d'autre part, les mariages consanguins (Ronsmans, 1996) et la fécondité précoce des adolescentes (Kuate Defo et Diallo, 2001). L'étude de la concentration des décès peut donc aider à mettre en place des stratégies de révision des normes matrimoniales en vigueur dans de nombreuses ethnies.

Sur le plan économique et social, l'impact s'analysera en termes de redistribution des ressources destinées à l'éducation et à la santé, en fonction des besoins identifiés et au profit des populations et des régions plus touchées par le phénomène. L'identification des groupes les plus vulnérables permettra aussi de réduire les coûts relatifs aux interventions grâce à une réorientation des ressources à leur profit (Das Gupta, 1997). Des économies de ressources pourraient ainsi être obtenues. L'étude de la concentration des décès peut également contribuer à une réduction des inégalités entre familles et régions, aussi bien en matière de mortalité des enfants que de dotation en infrastructures sanitaires et socio-économiques (hôpitaux, écoles, adduction d'eau potable etc.). Cela favorisera une amélioration générale de la santé et, plus

globalement, du capital humain. Des efforts doivent donc être faits pour identifier les familles et communautés à forte concentration des décès. Il est par conséquent nécessaire de poursuivre les recherches sur le sujet, en utilisant une méthodologie et des outils de mesure adéquats.

4. Contexte général de l'étude: Bref rappel de l'évolution socio-économique de l'Afrique

Les niveaux et la répartition de la mortalité en Afrique résultent de l'évolution socio-économique des pays du continent et des politiques sanitaires menées jusque-là. Les performances économiques, bien que non-négligeables dans de nombreux pays, et plus particulièrement au Maghreb, demeurent largement insuffisantes au regard des besoins de la population et de la dynamique démographique en cours. Avec l'accession de la quasi-totalité des pays africains à l'indépendance au cours des décennies 1950 et 1960, de nombreux plans de développement ont été mis sur pied, avec des résultats mitigés, mais globalement positifs en comparaison avec la période coloniale (Ebigbola, 1999; Garenne et al., 1985). Au cours des premières années post-indépendance, les services sociaux (santé, éducation etc.), essentiellement situés en milieu urbain, ont été de plus en plus accessibles aux ruraux.

La situation économique quant à elle a connu une certaine embellie au cours des années 60 grâce, entre autres, au contrôle par les pays de l'exportation des matières premières brutes comme le pétrole, les minerais et le bois. Au cours de la décennie 70, le taux de croissance moyen annuel du PIB était de l'ordre de 4 % en Afrique au sud du Sahara (voir tableau 1). Il s'est cependant vite dégradé dans de nombreux pays, du fait des effets conjugués de la crise pétrolière et de la sécheresse qui a sévi dans de nombreux pays africains dans les années 1973-1974.

Tableau 1: Quelques indicateurs socio-économiques en Afrique

Pays	Quotient de mortalité des moins de 5 ans (pour 1000) [§]		Espérance de vie à la naissance (années) [¶]		% population urbaine [¶]		Nombre d'habitants par médecin [¶]		Taux de croissance annuel moyen du PIB (%) [§]		Classement selon l'IDH [¶]		% population accès aux soins de santé (1985-93) [¶]		% enfants < 5ans avec insuffisance pondérale [¶] (%)	
	1975	1990	1960	1992	1960	1992	1960	88-91	1970-80	1980-91	1992	1999	Urban	Rural	1975	1990
AFRIQUE de l'OUEST																
Bénin	228	170	35.0	47.6	9	30	23030	14286	2.2	2.4	155	155	51	48	34	24
Burkina Faso	254	159	36.2	47.4	5	22	81650	33333	4.4	4.0	169	171			34	27
Côte d'Ivoire	194	150	39.2	51.0	19	42	29190	11111	6.6	-0.5	145	154	92	45	18	12
Ghana	169	170	45.0	56.0	23	35	21600	25000	-0.1	3.2	129	133			35	27
Mali	321	200	34.8	46.0	11	25	64130	20000	4.9	2.5	172	166	60	25	36	22
Niger	320	320	35.3	46.5	6	16	82170	50000	1.7	-1.0	174	173	75	17	50	44
Nigeria	198	191	39.5	50.0	14	37	73710	5882	4.6	1.9	141	146	87	62	30	35
Sénégal	265	156	37.3	49.3	32	41	24990	16667	2.3	3.1	152	153			19	20
AFRIQUE CENTRALE																
Cameroun	194	125	39.3	56.0	14	42	48110	12500	7.2	1.4	127	134	44	39	19	17
Rep. Centrafricaine	209	132	38.5	49.4	23	38	49610		2.4	1.4	149	165	78	17	53	32
AFRIQUE ORIENTALE ET AUSTRALE																
Kenya	139	83	44.7	55.7			10690	20000	6.4	4.2	130	136	80	53	25	17
Madagascar	200	170	40.7	56.5	11	25	8900	8333	0.5	1.1	135	147	90	30	30	38
Malawi	313	201	37.8	45.6	4	12	35250	50000	5.8	3.1	157	159	90	69	19	24
Ouganda	173	185	43.0	44.9	5	12	15060	25000			158	158	44	39	28	26
Rwanda	223	222	42.3	47.3	2	6	143290	25000	4.7	0.6	156	164	60	25	37	32
Tanzanie	202	165	40.5	52.1	5	22	18220	24990	3.0	2.9	147	156	94	73	25	24
Zimbabwe	120	58	45.3	53.7	13	30	4790	7692	1.6	3.1	121	130	90	80	25	14
AFRIQUE DU NORD																
Egypte		66	46.2	63.6	38	44	2550	770	8.3	3.9	107	120	100	99	17	10
Maroc		67	46.7	63.3	29	47	9410	4760	4.7	2.2	117	126	100	50	19	12
Soudan	152	104	38.7	53.0	10	23	33420	10000	2.6	1.7	144	142	90	40	36	34
Tunisie		35	48.4	67.8	36	56	10030	2160	5.3	5.0	75	102	100	80	17	9
Afrique	212	175	40.1*	51.3*	15*	30*		24380*	4.0*	2.1*			71	45	31	30
Pays en développement	152	106	46.3	63.2	22	36		1500	5.3	3.3					40	34

(§) : Données de la Banque Mondiale. (¶) UNDP: Human Development Index reports et <http://www.undp.org/hdro/HDI.html>

(*) Afrique subsaharienne seulement.

Plusieurs états qui ne pouvaient plus faire face à leurs engagements internes et externes (dette) ont fait appel au Fonds Monétaire International (FMI) et à la Banque Mondiale (BM) qui les ont poussés à mettre sur pied des programmes d'ajustement structurels (PAS) au début des années 80. Bien qu'ayant à priori le souci d'améliorer les conditions de vie des populations les plus pauvres, ces programmes ont eu des effets négatifs sur l'évolution de leurs niveaux de mortalité et du développement humain (Tableau 1). Les études d'évaluation menées dans le cadre du programme Dimensions Sociales de l'Ajustement (DSA) ont montré que, du fait de ces programmes et du désengagement concomitant de l'état des secteurs sociaux surtout, de nombreux chefs de ménages ont perdu leur emploi et que les femmes jouent un rôle de plus en plus prépondérant dans la survie des ménages et donc dans la lutte contre la mort (Banque Mondiale, 1995)¹. Cette situation est aggravée par d'autres difficultés comme la rapide croissance démographique, un environnement physique et climatique parfois défavorable et une pauvreté généralisée. Conjuguée à la médiocrité des résultats économiques, l'expansion rapide de la population a contribué à l'accroissement des investissements démographiques nécessaires au maintien des niveaux des indicateurs sociaux dans plus de la moitié des pays d'Afrique au cours des vingt dernières années. De plus, l'Afrique subsaharienne regorge de vecteurs de graves maladies dont la transmission est facilitée par un climat et un milieu physique variables. C'est généralement à la saison des pluies, période de soudure pendant laquelle les pénuries alimentaires sont les plus fortes, que les communautés agricoles sont le plus exposées aux infections, et en particulier à la diarrhée, au paludisme et à la rougeole qui sont les maladies les plus létales de nos jours, avec le SIDA.

¹ Les statistiques fournies dans cette partie proviennent essentiellement des publications de la BM et du PNUD

Les politiques et programmes de santé ont connu une évolution contrastée et variable d'un pays à l'autre, depuis le début du siècle (pour une synthèse, voir Ebigbola, 1999). Pendant la période coloniale, les régimes Français et Britannique se sont principalement souciés de lutter contre les maladies endémiques. Les efforts des gouvernements africains visant l'amélioration de l'état de santé des populations depuis les indépendances ont donné des résultats mitigés. Sur un plan positif, le taux de mortalité infantile a été réduit de plus d'un tiers et l'espérance de vie moyenne s'est allongée de plus de 10 ans, une plus grande partie de la population surtout rurale a eu accès aux soins et à l'éducation, le personnel sanitaire est devenu plus étoffé et mieux formé. Sur un plan négatif, les résultats obtenus sont mal répartis et plus faibles en Afrique que dans les autres sphères sous-développées de l'Asie et de l'Amérique Latine (Tableau 1). La longévité moyenne en Afrique n'était que de 51 ans en 1992 contre 63 ans pour tous les autres pays en développement. Le taux de mortalité infantile en Afrique dépasse 1,5 fois celui de tous les autres pays à faible revenu et il est au moins 10 fois plus élevé que celui des pays développés. La mortalité maternelle y est six fois plus importante que dans les pays en développement à revenu intermédiaire.

Les progrès réalisés depuis l'indépendance varient grandement selon les pays et les écarts entre les indicateurs de santé des différents pays du continent africain sont frappants. Le pourcentage de la population rurale qui a accès aux services de santé² n'est que de 11 % en Côte d'Ivoire, de 17 % en Centrafrique, de 25 % au Rwanda, avant le génocide, alors qu'il dépasse 80 % au Zimbabwe, en Egypte et en Tunisie. Dans de nombreux pays, plus de 30 % de la population féminine et 40 % de la population masculine en âge de travailler meurent avant d'atteindre l'âge de 60 ans (Banque Mondiale, 1995). Le quotient de mortalité avant cinq ans varie de plus de 200

² Habitant à moins d'une heure de ces services.

décès pour 1 000 naissances vivantes dans des pays comme le Mali, le Malawi et le Niger, à moins de 100 pour mille au Zimbabwe, au Kenya et au Maghreb (sauf le Soudan). Le quotient de mortalité des adultes, qui mesure le risque de mourir entre les âges de 15 et 60 ans, va de 18 % pour le nord du Soudan (pas touché par la guerre dans ce pays) à un niveau record de 58 % en Sierra Leone (Feachem et al., 1992).

Les indicateurs de mortalité varient également fortement à l'intérieur d'un même pays et révèlent les inégalités qui existent entre les zones urbaines et rurales ainsi qu'entre les groupes socio-économiques. Au Zimbabwe, par exemple, la mortalité juvénile est plus faible de moitié en zone urbaine qu'elle ne l'est en zone rurale. Au Sénégal les niveaux de mortalité dans la région orientale sont le double de ceux enregistrés à Dakar. Les grands hôpitaux urbains emploient en outre souvent une forte proportion du personnel médical hautement qualifié. Au Kenya, par exemple, 60 % de tous les médecins et 80 % du personnel infirmier travaillent dans ces hôpitaux (Banque Mondiale, 1995).

Ces résultats négatifs et inégalités en matière de santé des populations peuvent être imputés en grande partie à une conception erronée des politiques et programmes de santé publique. La déclaration d'Alma Ata de 1978 insistait sur l'importance de l'accès aux soins de santé primaires à tous les habitants du monde en développement, la nécessité d'une forte participation communautaire, l'utilisation de technologies simples et d'une stratégie multisectorielle adaptée au niveau local aux fins de la réalisation de cet objectif (Mosley, 1985). Les efforts déployés au cours des années suivantes pour assurer des soins de santé primaires ont toutefois revêtu la forme de programmes "verticaux" extrêmement sélectifs conçus pour traiter séparément de problèmes de santé spécifiques (Jones et al., 1985 ; Banque Mondiale, 1995).

L'accent et les dépenses ont davantage été orientés vers les soins curatifs, la mise sur pied d'hôpitaux budgétivores dans les villes, qui abritent à peine 40 % de la population totale, et vers les campagnes ponctuelles de vaccination contre les principales maladies de l'enfance.

Le principe et l'esprit des soins de santé primaires n'ont pas été suivis par la majorité des pays africains, de même que la nécessité de s'orienter vers la prévention des maladies, l'implication des ménages et communautés à assumer dans une plus large mesure la responsabilité de leur état de santé en leur donnant les moyens de parvenir à cet objectif (Bell, 1985). Par exemple, pour que la diarrhée ou les autres maladies parasitaires soient moins fréquentes, il faudrait que les ménages et les communautés puissent accéder à l'eau courante et aussi, faire la différence entre une eau potable et une eau qui ne l'est pas. Etant donné le faible niveau d'éducation de la très grande majorité des femmes en Afrique, la pauvreté généralisée et les coûts prohibitifs des soins modernes pour une grande partie de la population, l'on assiste à un recours de plus en plus fréquent aux services des guérisseurs et des médicaments traditionnels plus abordables mais de moindre qualité pour certaines maladies. Ce qui a sans doute contribué au ralentissement considérable, voire l'inversion de l'évolution des taux de mortalité des populations les plus démunies accentuant ainsi les écarts entre les chances de survie des différentes catégories sociales des populations (Kuate Defo, 2000).

Le contexte africain ainsi décrit est aussi caractérisé par une forte précarité des ménages, des collectivités et des inégalités énormes entre groupes sociaux quant à l'accès aux soins. Dans ce domaine, les différences entre pays maghrébins et subsahariens sont fortement atténuées. Le secteur de la santé en Afrique est en outre caractérisé par le vieillissement des infrastructures et une pénurie du personnel médical à tous les niveaux, surtout en milieu rural où vit près des deux

tiers de la population. Ces situations ont des répercussions sensibles et mesurables sur la mortalité des groupes les plus fragiles, notamment les enfants en bas âge, les familles et les communautés les plus défavorisées. On assiste à une augmentation du risque de décéder des enfants, et ce, de façon différentielle selon le milieu social et résidentiel des parents. Il convient par conséquent de repenser les stratégies de lutte contre la maladie et la mort en Afrique en mettant l'accent sur la réduction de ces inégalités d'une part et, d'autre part, sur l'implication des ménages et des communautés en replaçant le malade et la maladie dans leurs contextes respectifs. En effet, il n'est possible de lutter contre la maladie que si les ménages ont accès à de bonnes informations sanitaires et si les écoles et centres de santé sont disponibles et assurent une éducation adéquate en ce domaine. Il faudrait aussi que les stratégies à mettre en œuvre prennent en compte les résultats des recherches sur les inégalités devant la mort et leurs déterminants.

5. Présentation du projet de recherche.

Cette thèse entre dans le cadre d'un programme de recherche plus global du Professeur Kuate Defo qui porte sur les interrelations entre les comportements reproducteurs et la mortalité des enfants en Afrique. Le financement de ce projet³ est assuré par le Fonds pour la formation des Chercheurs et l'Aide à la Recherche (FCAR subvention # 2001-NC-162366) et le Conseil de Recherche en Sciences Humaines du Canada (CRSH subvention # 410-98-1109). Nous allons d'abord présenter sommairement le projet de recherche et ensuite, nous mentionnerons les principales publications et les résultats majeurs qui en sont issus jusqu'à maintenant.

³ « Cette section est tirée et adapté du dossier de soumission présenté au CRSH intitulé « To what extent do infant and child mortality reductions affect reproductive behavior in Africa ? ». Le projet portait au départ sur 10 pays africains : Kenya (Afrique de l'Est), Côte d'Ivoire, Ghana et Sénégal (Afrique de l'Ouest), Cameroun (Afrique Centrale), Rwanda (Afrique Australe), Egypte, Maroc, Soudan et Tunisie (Afrique du Nord). Ces pays ont été sélectionnés parce qu'ils possèdent chacun deux enquêtes longitudinales (EMF et EDS) sur l'histoire reproductive d'environ 10000 femmes âgées de 10 à 49 ans.

Justification du projet de recherche

Dans le cadre des relations entre la fécondité et la mortalité, les effets de remplacement et d'assurance sont très importants. Toutefois, les résultats des recherches menées jusque là sur ces effets sont peu concluants et limités (Pour une synthèse, voir Charvet, 2001). Ce projet vise à combler ce manque, en évaluant comment les couples/familles de 10 pays africains choisis dans toutes les sous-régions du continent, répondent à la mortalité des enfants, qu'elle soit vécue ou supposée. Le but de cette recherche est de développer et de mettre en œuvre un modèle dynamique de la prise de décision en matière de reproduction à chaque étape de la procréation. Elle tentera de répondre aux questions suivantes: quelle expérience de la mortalité des enfants vivent les couples, les familles et les communautés africaines ? est-ce que la réduction de la mortalité des enfants importe dans les comportements reproducteurs en Afrique ?

Dans le cadre du programme de recherche, les hypothèses suivantes seront considérées :

- Le décès d'un enfant a des effets, instantané et décalé dans le temps, sur les risques de conception. Le risque instantané est probablement plus important dans les sociétés africaines, surtout rurales où l'espace des naissances et la contraception moderne sont peu pratiqués.
- La probabilité ex ante de décéder des enfants provoque un comportement d'assurance. Les couples avec un plus grand risque de mortalité auront, en moyenne, plus de naissances que désiré et donc, plus de naissances que les couples avec de faibles risques de mortalité
- La probabilité ex post de décéder des enfants provoque un comportement de remplacement. De plus, aux rangs les plus élevés, l'effet de découragement devrait dominer. Cet effet de

découragement de la mortalité ex post devrait augmenter avec le nombre de décès quel que soit le rang. Ainsi, un second ou un troisième décès seront plus décourageants qu'un premier.

- L'impact de la mortalité des enfants sur le comportement reproducteur dépend du rang, c'est-à-dire que les décès plus distants dans le temps ont moins d'effet sur le comportement actuel. Trois manières d'évaluer cette hypothèse peuvent être envisagées. Si la réponse à un décès consiste seulement à avancer l'ensemble du calendrier des naissances ultérieures, nous pouvons supposer que le premier intervalle après le décès est plus court et que les intervalles subséquents ne seront pas affectés. Si la réponse au décès d'un enfant est seulement d'avancer la date de la naissance immédiatement suivante, alors le premier intervalle après le décès devrait être plus court, le second intervalle devrait être plus long de la même quantité, et les intervalles subséquents non affectés. Enfin, si la réponse est répartie sur les dates des naissances ultérieures, elle pourrait se refléter par un premier intervalle plus court et des intervalles ultérieurs plus longs en décroissant.

Présentation des publications et des principaux résultats

Les articles élaborés ou en voie de l'être dans le cadre de ce projet de recherche peuvent être classés en trois catégories, selon leur nature. Le premier groupe est constitué des articles qui traitent de la transition de la mortalité et de la concentration des décès en Afrique. Ce groupe d'articles a été élaboré individuellement ou conjointement par Kuate Defo (2001) et Kuate Defo et Diallo (1999, 2001 et tous les articles de cette thèse). Le second groupe composé de trois articles porte sur les relations entre la fécondité et la mortalité (Charvet, 2001). Le dernier groupe est une combinaison de ces deux grands thèmes car touchant à la fois à la concentration des décès, à l'effet de la mortalité des enfants aux comportements reproducteurs (Kuate Defo, 1998).

Les publications traitant de la mortalité des enfants et de la concentration des décès sont pour l'essentiel des analyses comparatives portant sur de nombreux pays. Elles sont présentées dans cette thèse⁴ et, par conséquent, dans cette section, nous allons seulement présenter sommairement les résultats obtenus dans le cadre de l'analyse des relations entre fécondité et mortalité.

L'étude des relations entre fécondité et mortalité est essentiellement basée sur le cas tanzanien afin de fournir un éclairage plus approfondi sur ces relations. Le choix de ce pays se justifie par l'existence de données adéquates, notamment sur l'occurrence des problèmes de santé, un contexte démographique où la fécondité et la mortalité sont élevées. Outre les renseignements classiques sur les histoires génésiques, l'EDS de 1996 a recueilli des données sur la fratrie des répondants, notamment celles relatives à leur statut de survie. Ce volet du programme de recherche a tenté d'explorer la relation entre la mortalité et la fécondité et, plus particulièrement, l'effet de l'expérience individuelle de la mortalité des membres de la fratrie sur les comportements reproducteurs ultérieurs en considérant notamment l'environnement familial et communautaire (Charvet, 2001).

En étudiant l'effet de la fécondité sur la mortalité, il ressort que cet effet est limité et qu'il n'est pas constant dans le temps, car l'effet des intervalles intergénéraliques dépend de l'âge de l'enfant index. L'espacement des naissances, la compétition entre les frères et sœurs pour les ressources de la famille et le comportement maternel (allaitement, soins prénatals, etc.) sont les principaux catalyseurs de cette relation.

⁴ À l'exception de Kuate-Defo (1998b, 2000) et Kuate-Defo et Diallo (2001a)

Dans le sens contraire, les résultats ont montré l'incidence de la fréquence des décès tant familiale que communautaire sur le risque individuel de perte d'enfant du couple qui peut à son tour favoriser une fécondité élevée. De même, l'expérience de la mortalité des conjoints (pendant leur enfance et leur adolescence) a un effet limité (non significatif) sur l'entrée en union et la primo-parité. Elle est cependant significativement associée au désir ultérieur de fécondité. De même, l'impact de la mortalité des membres de la fratrie n'est pas uniforme selon le sexe du partenaire. Il est positif pour la femme et négatif chez l'homme.

Cette thèse par articles comporte quatre chapitres en plus de l'introduction et de la conclusion générales. Le premier traite des considérations méthodologiques nécessaires à une bonne compréhension et étude de la concentration des décès qui, bien que très proche de la mortalité, a des normes et exigences qui lui sont propres. Nous y définirons la concentration des décès, ses formes, les indicateurs de mesure déjà utilisés et leurs limites. Un cadre conceptuel et une revue de la littérature y seront présentés de façon sommaire car ils apparaissent de façon implicite ou explicite dans les différents articles qui composent les chapitres 2, 3 et 4. Le second chapitre traite de la géographie, des niveaux, des tendances et des déterminants de la concentration des décès en Afrique. Le troisième chapitre porte sur les déterminants de la concentration familiale des décès. Le quatrième chapitre est consacré à la concentration communautaire des décès. Dans le dernier chapitre, nous présenterons la synthèse et une discussion des résultats obtenus, les implications programmatiques possibles ainsi que les limites de l'étude.

Chapitre 1 : CONSIDERATIONS METHODOLOGIQUES

La conceptualisation et l'analyse de la concentration des décès exige une approche différente de celles de la mortalité des enfants. Ce chapitre aborde un certain nombre de considérations méthodologiques nécessaires une bonne compréhension des différences entre les deux phénomènes, tout en mettant l'accent sur l'approche conceptuelle et méthodologique qui sera adoptée dans la présente étude. Nous y définirons la concentration des décès, ses formes, les indicateurs de mesure déjà utilisés et leurs limites. Le cadre conceptuel et une revue de la littérature y seront présentés de façon sommaire car ils apparaissent implicitement ou explicitement dans les différents articles qui composent les chapitres 2, 3 et 4.

1. Définitions, formes et indicateurs de la concentration des décès

1.1 Définitions

Si la mortalité est le phénomène relié à la fréquence des décès, la concentration quant à elle se rapporte à la répartition de ces derniers entre groupes sociaux ou zones géographiques. Des définitions assez proches ont été utilisées par les démographes pour décrire la concentration des décès. D'après Das Gupta (1997, p. 192) :

Death clustering means that there is a greater heterogeneity in the distribution of child deaths than would be expected if the deaths were distributed randomly .

D'après Ronsmans (1995, p. 443) :

Clustering is no more than an expression of heterogeneity in the risk of child deaths between sub-groups of population.

Cependant Ronsmans précise que ce terme est utilisé non pas pour mettre en exergue l'existence de différences entre les familles - chose déjà unanimement reconnue - mais pour voir si ces

différences ne sont pas dues au hasard et si elles persistent après le contrôle des principaux facteurs connus. En épidémiologie, la concentration des événements est définie comme étant l'existence de « *more than the expected number of cases* » (Neutra, 1990, p.1) ou encore « *apparently high frequency of disease* » (Bithell et Stone, 1989, p.80).

Comme on le voit, les démographes utilisent davantage le terme d'hétérogénéité pour décrire la concentration des décès. Le terme de concentration a été le plus utilisé en épidémiologie (voir Knox et al., 1964). Toutes ces définitions traduisent une répartition inégalitaire des décès au sein des familles et des communautés; une minorité d'entre elles enregistrant la majorité des décès d'enfants.

1.2. Formes et indicateurs de concentration

Les démographes s'intéressent généralement à deux formes de concentration des décès: la concentration familiale et la concentration communautaire. Les épidémiologistes quant à eux se préoccupent en priorité à la concentration spatiale, temporelle et spatio-temporelle des maladies et décès, sur la base de la répartition dans le temps et dans l'espace des événements considérés. La concentration spatiale est celle qui se rapproche le plus de la concentration communautaire des décès. Les différentes formes de concentration étudiées dépendent fortement de la conceptualisation des études et des indicateurs retenus.

On retrouve dans la littérature démo-épidémiologique nombre d'indicateurs utilisés spécialement pour mesurer la concentration des décès au sein des familles et communautés. Il s'agit notamment de :

- la proportion des femmes ayant perdu deux enfants ou plus ;

- la proportion des décès que représentent les pertes des mères ayant eu de multiples décès (deux décès et plus) par rapport à l'ensemble des décès;
- le rapport des deux proportions précédentes;
- la différence entre les décès observés et ceux qui devraient l'être en l'absence de concentration (en cas de répartition aléatoire). Ce dernier indicateur est basé l'utilisation des tests statistiques et des lois de probabilités.

Les deux premiers indicateurs ont été utilisés par la plupart des auteurs qui ont travaillé sur le sujet (e.g., Das Gupta, 1990; Guo, 1993; Sastry, 1997a; Manda, 1998). Le troisième indicateur a été utilisé exclusivement par McMurray (1997). Les tests statistiques de détection de la concentration prédominant dans les travaux épidémiologiques (e.g. Knox et al., 1964; Ederer et al., 1964). Les lois statistiques de probabilité ont été utilisées par tous. Les indices statistiques conventionnels d'asymétrie ou de concentration, comme la courbe de Lorentz, n'ont pas été utilisés dans les études sur la concentration des décès car ils seraient influencés par les fluctuations de l'exposition au risque des enfants de femmes multipares (Zaba et David, 1996, Ronsmans, 1993).

2. Préalables et limites inhérentes aux définitions et indicateurs retenus

Avant de traiter des limites il conviendrait, partant des définitions précitées, de préciser un certain nombre de préalables nécessaires à une bonne étude de la concentration familiale et communautaire des décès. Il s'agit notamment de :

- L'obligation de prendre, la mère, la famille ou la communauté comme référence et non l'enfant comme c'est le cas de nombreuses études menées jusque-là. En effet, on parle de

concentration des décès lorsque l'on observe plusieurs décès d'enfants pour une même unité, qui ne peut par conséquent être l'enfant lui-même.

- La nécessité de contrôler par la parité et l'âge; les femmes ayant plusieurs enfants courant un risque plus élevé d'expérimenter de nombreux décès (Zaba et David, 1996) et les femmes plus âgées peuvent avoir plus d'enfants et donc, courir des risques de concentration plus élevés (Ronsmans, 1995 et 1996).

- La nécessité de disposer de données adéquates en fonction du niveau d'analyse retenu. L'étude de la concentration des décès exige de disposer des données qui reflètent les réalités familiales ou communautaires au moment où les enfants étaient exposés au risque de décéder. Une bonne analyse du phénomène exige par conséquent des données longitudinales qui ne sont pas toujours disponibles.

- La nécessité d'utiliser des outils statistiques adéquats pour détecter l'existence effective d'une concentration et être en mesure d'attribuer à chaque facteur sa contribution réelle dans l'explication des risques encourus par les familles et communautés (Guo et Rodriguez, 1992). Plusieurs études ont montré que les analyses statistiques classiques qui utilisent l'hypothèse d'indépendance entre les observations ne sont pas adaptées à l'étude de la concentration des décès, en raison de la corrélation qui existent entre les risques de décès des frères et sœurs. Ces préalables ne sont pas toujours pris en compte dans la plupart des études menées jusque là.

Concernant les limites des indicateurs, si les deux premiers indices cités permettent une description globale du phénomène, ils présentent cependant une lacune importante en ce sens qu'ils décrivent une situation brute, en l'absence de tout contrôle. Certains préalables de l'étude de la concentration comme la nécessité de contrôler par la parité des femmes ou leur âge ne sont pas toujours remplis. On ne peut valablement pas comparer deux femmes qui ont perdu chacune

deux enfants si leur parité sont significativement différentes. De même, certains analystes se limitent à constater la différence des niveaux entre les deux premiers indicateurs. Si la variation des proportions peut signifier qu'une majorité des décès d'enfants est enregistrée chez une minorité de femmes, elle ne nous indique pas dans quelle mesure peut-on parler de concentration car même en cas de répartition égalitaire des décès, de telles différences peuvent exister (Ronsmans, 1993). Le problème du seuil critique demeure entier et, jusque-là, cette question est très souvent passée sous silence dans la littérature. En outre, ces données ne tiennent pas toujours compte de l'âge au décès des enfants. Du coup, pour les femmes de 45-49 ans qui ont une durée d'exposition au risque plus longue, l'âge au décès de leurs enfants peut varier de l'enfance à plus de 20 ans (Ronsmans, 1995). Peut-on dans ce cas parler de concentration des décès d'enfants ?

Concernant les formes, si l'analyse de la concentration familiale des décès ne pose à priori pas de difficultés méthodologiques majeures, la prise en compte du niveau communautaire est compliquée par la rareté de données pertinentes relatives à ce niveau et surtout la difficulté de retenir une unité géographique judicieuse qui reflète les réalités communautaires comme le souligne Sastry (1997a, p.248) :

community covariates are not always measured at the relevant geographic level... they may reflect regional, rather than local conditions, since demographic surveys have limited and often poorly-measured community indicators, researchers commonly rely on data that are collected for larger geographic areas.

Les unités choisies pour la communauté variant d'une étude à l'autre, il est difficile de comparer les résultats obtenus d'autant plus que les variables communautaires retenues ne reflètent pas toujours la variabilité au sein des unités choisies. Manda (1998) a par exemple utilisé les zones de dénombrement du recensement comme unité communautaire et il a retenu comme variable communautaire le milieu de résidence. Or, le découpage des zones de

dénombrement ne suit pas toujours la nature urbaine ou rurale des localités d'une part et, d'autre part, la dichotomie urbain/rural est trop vague pour refléter les différences communautaires. Une autre difficulté de l'étude de la concentration des décès est d'obtenir certaines données communautaires pertinentes, comme les connaissances, attitudes et pratiques en matière d'alimentation et de soins, en raison de leur nature essentiellement qualitative, donc difficiles à mesurer (Das Gupta, 1990). Enfin, la concentration des décès par communauté a par ailleurs été analysée par les chercheurs en utilisant le plus souvent les données des EDS sur les cinq dernières années pour justifier l'hypothèse de stabilité des caractéristiques communautaires et familiales, ce qui prive ces analystes d'une masse critique de naissances et de décès qui aiderait à rendre les résultats plus robustes.

Les limites de l'analyse de la concentration temporelle et spatiale se rapportent généralement aux indicateurs de mesure, notamment aux deux problèmes majeurs suivants. D'abord, il est très difficile de dissocier concentration et épidémie. De même, certaines maladies fortement contagieuses comme la rougeole ou le paludisme se répandent rapidement. En cas d'épidémie, il y a forcément une rapide concentration des cas dans l'espace et dans le temps. Par contre, ce n'est pas seulement en cas d'épidémie que l'on enregistre une concentration des maladies. Celle-ci dépend du type de maladie (contagieuse/transmissible ou non), de sa vitesse de propagation, de la promiscuité et de nombreux autres facteurs. Bithell et Stone (1989) considèrent que l'étude de la concentration est plus pertinente si elle s'intéresse à l'accumulation des cas de maladies ou de décès, en l'absence d'épidémie ou de forte contagion. Ensuite, la plupart des tests de détection utilisent des seuils préalablement définis pour conclure à l'existence ou non d'une concentration des problèmes de santé. Ces seuils varient d'une maladie à l'autre, d'un chercheur à l'autre. Il est par ailleurs important de prendre en compte la densité de la population dans la

zone considérée. On peut détecter un nombre important de cas d'une maladie ou de décès simplement parce que la zone géographique étudiée est densément peuplée et, par conséquent, la population à risque est concentrée dans un espace réduit (Stephens, 1990).

Dans ce travail, nous utiliserons les indicateurs de mesure de la concentration présentés dans cette section malgré leurs limites pour des besoins de comparaison avec les travaux précédents. Nous développerons également nos propres indicateurs en évitant les lacunes déjà relevées dans la mesure permise par les données disponibles. Les différentes formes de concentration et les indicateurs retenus dépendent fortement de la conceptualisation des études. Nous présentons dans la section qui suit le cadre conceptuel qui guide notre démarche.

3. Cadre conceptuel

L'approche conceptuelle utilisée ici se base sur deux principes : la nature des facteurs susceptibles d'influencer le phénomène et le niveau d'intervention de chaque facteur. La connaissance et la prise en compte du niveau d'intervention des différents facteurs sont importantes pour une bonne interprétation des résultats. Nous distinguerons dans cette étude trois différents niveaux (voir figure 2 page 77). Au premier niveau se trouve la paire mère/enfant et les caractéristiques individuelles collectées qui s'y rattachent. Au deuxième niveau, on considérera la famille ou le ménage et ses caractéristiques. Enfin, la communauté représentera le troisième niveau de la hiérarchie. Le choix des caractéristiques présentées dans la figure 2 se justifie par le fait qu'elles ont été testées par de nombreux chercheurs qui ont montré leur impact sur la concentration des décès dans de nombreux contextes différents (Tableau 2).

3.1. Facteurs associés à la concentration des décès

Une synthèse des principaux travaux sur la concentration familiale et communautaire des décès a permis de classer les principaux facteurs en cinq grands groupes (voir tableau 2). Dans cette partie, nous décrirons de façon sommaire les mécanismes d'action probables des facteurs bio-démographiques, socio-économiques et culturels, comportementaux, génétiques et environnementaux sur la répartition inégalitaire des décès entre familles et communautés. Les variables utilisées seront justifiées de façon plus complète en fonction des objectifs spécifiques de chaque chapitre.

Tableau 2: Catégories de variables et niveaux d'analyse retenus dans l'étude de la concentration des décès

Auteurs	Année	Niveau d'analyse	Catégorisation des variables
Guo	1993	Enfant et Famille	4 groupes - Statut économique du ménage - Connaissances et attitudes relatives à la santé dans le ménage - Compétence des parents - Facteurs génétiques de la famille
Das Gupta	1990	Enfant avec contrôle de certaines variables familiales	3 Groupes - Socio-économiques - Biologiques - Comportementales
Zenger	1993	<i>Famille</i>	3 Groupes - Bio-démographiques (Intervalles intergénérisiques) - Génétique (Survie des enfants précédant) - Variables socio-économiques
Ronsmans	1995	Famille	2 Groupes de variables - Socio-économiques - Environnementales
Zaba et David	1996	Famille	Pas de catégorisation précise
Curtis et al.,	1993	Enfant avec contrôle de certaines variables familiales	2 Groupes - Variables bio-démographiques - Variables socio-économiques
McMurray	1997	Famille	3 groupes - Démographiques - Socio-économiques - Environnementales
Manda	1998	Enfant, famille et communauté.	4 Groupes de variables - bio-démographiques - génétiques - socio-économiques - environnementales
Sastry	1997	Enfant, famille et communauté.	3 Groupes de variables - Génétiques - Comportementales - Environnementales

3.1.1. Caractéristiques bio-démographiques

La parité, les intervalles intergénésiques et l'âge des femmes sont sans doute les variables bio-démographiques privilégiées par les analystes de la concentration des décès (e.g. Ronsmans, 1995, Zaba et David, 1996; Das Gupta, 1997; McMurray, 1997). Le risque de concentration des décès serait positivement corrélé à la parité des femmes (Curtis et al., 1993) car les femmes multipares sont plus exposées au risque de multiples décès que les femmes ayant peu d'enfants. Cette variation ne dépend pas forcément de l'âge de la femme (Pebley et Stupp, 1987).

Une femme jeune qui a de nombreux enfants peut avoir commencé sa vie féconde pendant l'adolescence et/ou obtenu des naissances rapprochées. Or, on relève qu'en raison de l'immaturation physiologique, les enfants des adolescentes étaient exposés à des risques de décès plus élevés que ceux des autres femmes et que les intervalles intergénésiques courts augmentaient les risques de décès des enfants (Mosley et Chen, 1984). Les effets de remplacement et d'accumulation (hoarding) contribuent également à réduire la longueur des intervalles intergénésiques. Zenger (1993) a montré que l'hétérogénéité entre les familles disparaissait en contrôlant les effets des intervalles entre naissances. Hobcraft et al., (1983) ont montré l'existence d'une surmortalité (plus de 30 %) des enfants de mères adolescentes au cours de la période néonatale, postnéonatale et juvénile par rapport aux enfants des femmes de 30-34 ans.

Chez les femmes plus âgées par contre, la concentration des décès pourrait s'expliquer par le syndrome d'épuisement maternel et la compétition entre frères et sœurs. Ces facteurs seraient à l'origine de nombreuses prématurités, malformations congénitales, insuffisances pondérales et de malnutrition qui ont un impact certain sur les risques de concentration des décès néonataux et infantiles (Madise et Diamond, 1995). En utilisant les données du Népal, Gubhaju (1991) a

montré que dans les zones les moins développées, les facteurs démographiques étaient plus importants que les facteurs socio-économiques dans l'explication des risques de décès. Ces considérations montrent l'impact de la parité, de l'âge de la mère à la naissance de l'enfant, des intervalles intergénéraliques et de la prématurité sur les risques de concentration des décès. Il convient de relever que le poids à la naissance, la prématurité et les malformations congénitales sont rarement prises en compte dans les analyses en raison notamment de la rareté des données se rapportant à ces caractéristiques. Une des limites des recherches consultées est qu'elles ne considèrent pas souvent l'éventualité que les naissances rapprochées pouvaient, en raison de l'effet de remplacement, être une conséquence et non une cause de la concentration des décès.

La composition sexuelle de la fratrie peut également, dans certains pays, contribuer à créer des différences entre familles et communautés. La préférence parfois accordée aux garçons peut entraîner une négligence de l'alimentation et des soins à apporter aux filles et donc, contribuer à leur surmortalité (Das Gupta, 1997). Les familles et communautés à forte proportion de filles peuvent par conséquent connaître des niveaux et risques de décès supérieurs aux autres.

3.1.2. Variables socio-économiques

Depuis l'article de Caldwell (1979) sur l'impact de l'éducation des femmes sur la mortalité des enfants et l'élaboration du cadre conceptuel de Mosley et Chen (1984), les caractéristiques socio-économiques et plus spécifiquement l'éducation des mères ont été les variables les plus étudiées dans les recherches sur la mortalité et la concentration des décès. De nombreuses études sur la concentration des décès ont conclu à l'existence d'une corrélation négative entre ce phénomène et l'éducation des femmes (e.g. Das Gupta, 1990). En outre, du fait des difficultés rencontrées dans la mesure du revenu et du statut économique des ménages dans

les pays en développement, cette variable est très souvent utilisée comme proxy de l'ensemble des caractéristiques socio-économiques (Madise et Diamond, 1995; Curtis et al., 1993). Dans un contexte fortement marqué par les difficultés économiques et par le chômage des diplômés, l'impact de l'éducation comme proxy des revenus du ménage est toutefois à prendre avec certaines réserves car ne reflétant pas toujours la réalité.

L'opérationnalisation du concept pose également de nombreux problèmes et elle varie d'un auteur à un autre. Les variables les plus utilisées sont : le niveau d'instruction, le nombre d'années de scolarité, la fréquentation scolaire et l'alphabétisation. Zimmerman (cité par Finerman 1994) a trouvé que les corrélations entre l'éducation de la mère et la mortalité des enfants se basaient parfois sur la différence entre les femmes ayant fréquenté l'école au moins une année et celles qui n'ont jamais fréquenté, sans doute pour tenir compte de l'endogénéité. Il se demandait alors si cette petite différence pouvait expliquer ces corrélations. Même s'il ne nie pas l'importance de l'éducation, cet auteur considère que la corrélation observée pourrait être le fait d'autres variables, comme la richesse, les écarts entre l'accès aux infrastructures et l'allocation des ressources, négligés dans les modèles. D'autres caractéristiques socio-économiques telles que les classes sociales et les ressources du ménage (Das Gupta, 1990), le statut économique du ménage (Guo, 1993), l'accessibilité aux infrastructures sanitaires (Finerman, 1994), l'occupation des parents (Madise et Diamond, 1995; Manda, 1998) ont été identifiées comme étant d'importants facteurs de la concentration des décès.

3.1.3. Variables comportementales

La concentration des décès peut s'expliquer dans une large mesure par les comportements des familles en matière de santé, d'alimentation des enfants, de préférence sexuelle et d'entretien

des enfants (Das Gupta, 1990). Les facteurs comportementaux sont aussi importants au niveau communautaire. En effet, les familles résidant dans une communauté donnée ont en général des préférences, valeurs et normes similaires qui tendent à standardiser leurs comportements alimentaires et sanitaires vis à vis de l'enfant (Sastri, 1997). Il est évident que le facteur comportemental est important dans l'explication des risques de concentration des décès. Ce qui l'est moins, c'est sa mesure. Les expressions utilisées pour le saisir sont nombreuses et variées et très souvent sujettes à caution. Certains parlent de '*selective neglect*' pour saisir les préférences sexuelles, d'autres de '*insufficient mothering*' ou encore de '*maternal indifference*' pour traduire les difficultés qu'ont certaines femmes de s'occuper de leurs enfants (Finerman, 1994). De telles expressions traduisent aussi un choix rationnel, fait par des femmes ou familles, qui consiste à « sacrifier » certains de leurs enfants en raison de considérations culturelles ou religieuses. Elles posent également trois types de problèmes.

D'abord il y a celui de la mesure des concepts. Comment a-t-on opérationnalisé '*parental incompetence*', '*selective neglect*', et '*insufficient mothering*' ? Les variables utilisées (survie de l'enfant précédant, entretien de l'enfant, vaccination etc.) sont très souvent problématiques. Il est par conséquent recommandé de leur accorder un crédit modéré. Le second type de problème est relatif à l'information dont disposent les parents et à leurs connaissances et pratiques face à la maladie. On peut accuser une femme de négligence alors qu'elle n'est pas consciente de la gravité d'une maladie ou qu'elle ignore ou n'a pas accès (géographiquement ou financièrement) aux thérapies modernes. De plus, elle peut se faire une représentation particulière de la maladie de son enfant et préférer recourir à un guérisseur traditionnel. La réussite d'une décision individuelle est limitée par la qualité de l'information disponible et les contraintes imposées par l'environnement dans lequel on vit.

Enfin, il est vrai que certaines attitudes et pratiques face à la maladie peuvent accroître les risques de maladies et de décès des enfants et il y a une nécessité de sensibiliser les populations sur les dangers de telles attitudes. Cependant, il serait préjudiciable de présenter les familles comme des obstacles à la réussite des programmes de santé qui se baseraient sur elles.

3.1.4. Variables génétiques

Rarement prises en compte dans les études démographiques, les caractéristiques génétiques font de plus en plus l'objet de considération dans l'étude de la concentration des décès. L'hypothèse de base qui préside à la prise en compte de ces facteurs est que les enfants d'une même famille partagent les caractères génétiques des parents et par conséquent, ils sont tous exposés aux risques de décès qui y sont associés. Les enfants d'une femme auront tendance à développer les mêmes maladies d'origine génétiques comme l'hémophilie ou les malformations congénitales (Islam et al., 1982; Sastry, 1997b; Ronsmans, 1993). De même, certaines femmes ont des difficultés à mener des grossesses à terme et elles ont tendance à avoir des enfants prématurés, ayant un faible poids à la naissance (Madise et Diamond, 1995). Tout cela et aussi des maladies sexuellement transmissibles contribuent à accroître la concentration familiale des décès, (voir Ronsmans, 1993 pour une synthèse). Les déterminants génétiques sont aussi associés à de nombreuses causes de décès. Islam et al. (1982) ont montré qu'au Bangladesh, 12 % des décès néonataux résultaient des maladies congénitales d'origine génétique.

Les problèmes décrits ci-dessus se rencontrent généralement chez les couples consanguins que l'on retrouve plus fréquemment dans les zones où le mariage est endogamique (Guo, 1993; Ronsmans, 1995; Sastry, 1997). En raison des difficultés d'observation des facteurs génétiques, la plupart des recherches ont utilisé des variables proxy comme la consanguinité des époux

(Ronsmans, 1995) ou la survie de l'enfant précédant (e.g. Zenger, 1993). Cette dernière variable étant également utilisée pour saisir d'autres réalités (comme la compétence parentale), il sera difficile de dissocier les effets propres de chaque type de facteur en utilisant une même variable.

3.1.5. Variables écologiques environnementales

La plupart des rares analystes qui ont considéré les variables écologiques et environnementales se sont limités à la prise en compte de la disponibilité des infrastructures sanitaires ou du milieu de résidence (e.g. Manda, 1998). En plus de la disponibilité des infrastructures sanitaires et éducatives, les ressources du ménage, la densité de la population ou l'environnement physique peuvent influencer sur la répartition des décès à travers certaines caractéristiques familiales (éducation des parents, utilisation des services modernes de santé etc.) et infantiles (lieu de naissance, assistance à l'accouchement, visites prénatales, vaccination). Par exemple, les communautés dans lesquelles l'accès aux soins est difficile courent des risques de concentration supérieurs à celles qui disposent d'infrastructures. Les familles qui résident dans les communautés défavorisées se départagent par leurs capacités à faire face à des maladies infectieuses et parasitaires, plutôt que par l'accès aux soins (Ronsmans, 1993). Les milieux tropicaux pendant la saison pluvieuse et les zones sahéliennes pendant la saison sèche sont respectivement favorables au développement du paludisme et de la méningite fortement mortels en Afrique.

L'utilisation des variables environnementales est limitée par les difficultés d'obtention de données pertinentes sur des unités géographiques, judicieusement choisies, qui reflètent des réalités locales et non régionales (Sastry, 1997). De même, la plupart des variables culturelles qui

s'observent au niveau communautaire sont de nature qualitative et par conséquent, elles n'ont pas été prises en compte dans les analyses.

3.2. Niveaux d'analyse : Pourquoi l'approche multi-niveaux ?

Une des spécificités de l'étude de la concentration de la mortalité est qu'elle tente d'identifier un risque collectif des frères et sœurs, nichées dans des familles qui, elles-mêmes, sont nichées dans des communautés et régions géographiques plus ou moins restreintes. Il y a donc trois principales sources d'hétérogénéité qui influencent les risques de concentration des décès observés entre familles et communautés: (i) le risque de décès des enfants qui peut varier d'un enfant à l'autre dans une même famille (within-family heterogeneity) et provenir par exemple du fait que certains enfants sont nés à l'adolescence de leur mère alors que les autres sont nés après cette période ; (ii) le risque de décès des enfants qui peut varier d'une famille à l'autre et être le même au sein d'une même famille (between family heterogeneity), provenant par exemple du fait que certains enfants sont issus d'un mariage consanguin, source de certaines maladies et; (iii) le risque de décès des enfants qui peut être le même entre familles d'une même communauté ou région et varier d'une communauté à l'autre (between-community heterogeneity) en raison, entre autres, de l'accès différentiel aux soins modernes. La répartition des décès dépend donc des caractéristiques individuelles et collectives des enfants, familles et des communautés dans lesquels ils vivent.

Il est en outre important d'obtenir l'impact réel de chaque facteur pour définir les stratégies et actions à mener pour l'amélioration de la santé des enfants. Cela exige l'usage de méthodes statistiques appropriées pour bien mesurer les niveaux et estimer les déterminants du phénomène étudié. Sur le plan statistique, les estimations paramétriques des modèles parmi les

plus utilisés en démographie (e.g. régression multiple et logistique) reposent principalement sur deux méthodes : les moindres carrés et le maximum de vraisemblance (Guo, 1993). Ces méthodes ont un postulat de base à savoir l'indépendance entre les observations. Sans la validité de cette hypothèse, les estimations sont biaisées car les erreurs-types utilisées pour déterminer des intervalles de confiance des estimateurs sont biaisées (pour plus de détails, voir par exemple Van den Eeden et al., 1990 ; Guo et Rodriguez, 1992 ; Longford, 1993 ; DiPreete et Forristal, 1994; Goldstein, 1995; Sastry, 1997a; Courgeau et Baccaïni, 1997). Guo (1993) a testé les limites de l'application de cette hypothèse en mettant au point deux modèles dont l'un tenait compte de la corrélation entre frères et sœurs. Il a montré que l'on pouvait aboutir à des conclusions erronées en postulant l'indépendance, car chaque décès d'enfant dans une famille contribuait à augmenter le risque de décès de l'enfant index de 22 %. D'autres chercheurs ont aussi montré que la perte d'un enfant au sein d'une famille augmente le risque de décès des frères et sœurs survivants (De Sweemer, 1984; Curtis et al., 1993 ; Kuate-Defo et Diallo, 2001).

La hiérarchisation des facteurs selon leur niveau d'intervention, par la prise en compte du contexte multi-niveaux dans les analyses donnerait, selon les auteurs, une meilleure appréciation de l'importance de chaque facteur dans l'explication des inégalités devant la maladie et la mort. Elle permettrait également de mettre en place des stratégies fiables de planification de la santé. Nous utiliserons par conséquent l'approche multi-niveaux qui permet d'accommoder la corrélation entre les observations d'un même niveau et donc de fournir des estimés plus valides des paramètres relatifs aux déterminants de la concentration familiale et communautaire des décès en Afrique. Cette technique a en outre l'avantage de pouvoir considérer et d'estimer différents niveaux hiérarchiques de variabilité. La spécification des modèles sera présentée dans les différents chapitres.

Geography of Child Mortality Clustering within African Families

Prof. Barthelemy Kuate-Defo

(Correspondence author)

Director, PRONUSTIC Research Laboratory

University of Montreal

C.P. 6128 Succursale Centre-Ville

Montreal H3C 3J7

Canada

Tel: 514-343-7611

Fax: 514-343-2309

Email: **Barthelemy.Kuate.Defo@Umontreal.ca**

&

Khassoum Diallo, Ph.D. candidate

Department of Demography

University of Montreal

Sous presse (Health and Place Review)

Chapitre 2 : GEOGRAPHY OF CHILD MORTALITY CLUSTERING WITHIN AFRICAN FAMILIES

1. Introduction

A brief look at the country analytic reports of the World Fertility Surveys (WFS) and the Demographic and Health Surveys (DHS) reveals that, after a long period of continuous decline in all countries, childhood mortality levels in several African countries have leveled off, or are even on the rise. Some researchers consider that both this stagnation, and the fact that child mortality remains high in developing countries, can be explained by its concentration within particular families, communities or geographic localities. Indeed, recent studies have demonstrated a clear propensity for certain women to experience the death of several children in regions where the majority of women lose none (Das Gupta, 1990 and 1997; Madise and Diamond, 1995; Manda, 1998; Sastry, 1997a, 1997b). Occurring just as research seemed to be coming to grips with the problem, identifying the principal determinants of child mortality, this situation underlines the need for a new conceptualization of childhood mortality research practice to explain the strong heterogeneity of mortality risks between families.

Most demographic studies in this area have selected the child as the unit of analysis, assuming independence of mortality risks between children (Hill and Pebley, 1989; National Research Council, 1993). However, this hypothesis is hard to justify, given that children from the same family, and families from the same community, share genetic characteristics inherited from their parents and are exposed to the same physical environment and lifestyles at both a family and community level.

Increasingly, researchers recognize that using the child as the unit of study is far from ideal. In addition to violating the standard assumption of independence of observations inherent in conventional regression models, this approach ignores much of the available family and community information, essential for a better understanding of the source of mortality inequalities. Some researchers suggest using the mother or the family as the unit of analysis, as this allows one to examine the familial risk based on reproductive histories rather than the individual risk which is strongly correlated at the level of children (McMurray, 1997). Another reason for using the family as the unit of study is that it provides both a better image of the contextual risk and a good point of entry for intervention (Rose, 1992).

Strong mortality clustering may be indicative of marked social inequality, or of an unequal distribution of resources, in terms of hygiene and educational infrastructures. It may also signify a concentration of nutritional and sanitary behaviors harmful to the good health and longevity of children. Finally, it may point to the existence of particular genetic problems in certain families, or environmental problems within specific communities. All these elements justify the attention given to the problem by epidemiologists, population geneticists, sociologists and medical anthropologists, bio-statisticians and demographers.

Epidemiologists have long been involved in detecting temporal, spatial and spatio-temporal concentration of disease, and its effect on mortality levels, through statistical testing (Knox, 1964; Ederer et al., 1964). These tests were based on the comparison between the observed number of cases and the number that would have been expected in a random distribution (Waller et al., 1995; Patterson et al., 1996). Although they help detect the presence or absence of disease clusters, these tests are limited by the difficulty of establishing a critical

threshold of cases beyond which one can speak of a “concentration”, as this level can vary from one disease to another, or from one geographic region to another. Moreover, they do not always allow one to distinguish between concentrations due to an epidemic from those present under normal circumstances. Epidemiologists and bio-statisticians also employ techniques such as ecological studies (Siegel et al., 1997; Schellenberg et al., 1998) and, like demographers, more advanced statistical analyses – the negative binomial model, for instance (Khonde et al., 1997) - to explain family clustering of disease by genetic and environmental factors. Their main advantage over demographers is a superior knowledge of the mechanisms leading from the exposure to risk to the disease itself, or to death.

Population geneticists have also examined genetic and environmental factors, in an attempt to understand the concentration of disease and mortality. Research practice in this discipline generally consists of detecting genetic differences between individuals and assessing their effect on population health, growth and survival (Adams, 1990). The search for common characteristics among twins, siblings, relatives and population sub-groups, and the assessment of their effect on health and survival, constitute the bases of genetic research (Lam and Smouse, 1990). With specific regard to disease and mortality clustering, geneticists, epidemiologists and demographers are increasingly convinced of the existence of a genetic component or a genetic origin to numerous diseases (Ott, 1990). The children of the same mother tend to develop the same diseases, such as hemophilia or congenital malformations (Islam et al., 1982; Sastry, 1997a). In addition, some women have a problem carrying their pregnancy to term and tend to give birth to premature, underweight, babies. These different problems, frequently found among consanguineous couples, and common to regions where endogamy is practiced (Friere-Maia, 1984; Ronsmans, 1995 and 1996), exacerbate the risk of disease and mortality clustering within

families and communities. The difficulty of detecting genetic factors has meant that most demographers use proxy variables, such as spousal consanguinity (Ronsmans, 1995) or the survival of the preceding child (Zenger, 1993).

Demographers have only recently begun studying mortality clustering within families, using the family itself as the unit of analysis, alone or in interaction with the individual. This approach is giving rise to a growing number of studies on the determinants of family clustering of mortality, especially in Latin America (Guo, 1993; Guo and Rodriguez, 1992, Guo and Grummer-Strauwn, 1993; Sastry, 1996, 1997a and 1997b) and Asia (Meegama, 1980; Das Gupta, 1990 and 1997; Zenger, 1993). Despite the insights provided by the rare analyses of African data (Ronsmans, 1995; Madise and Diamond, 1995; Zaba and David, 1996; Kuate-Defo, 1996; McMurray, 1997; Manda, 1998; Kuate-Defo and Diallo, 1999), knowledge of the phenomenon remains limited. In fact, African research is very localized, often restricted to a few regions within a country (Madise and Diamond, 1995), or to rural areas (Ronsmans, 1995), and only occasionally applies to the country as a whole (Manda, 1998). Even more rarely it has a broader scope, comparing levels and determinants of family-level clustering of mortality in several countries (McMurray, 1997) and continental sub-regions (Kuate-Defo and Diallo, 1999). Moreover, in the absence of standard measures of family mortality clustering, the majority of the researchers cited above employed their own indicators, rendering cross-study comparison highly precarious. In fact, Kuate-Defo and Diallo's (1999) study is the first, to our knowledge, to have an intra-continental scope, comparing levels and determinants of the phenomenon across 27 African countries and five continental sub-regions, using DHS data from the late 1980s and early 1990s. However, this study did not examine trends over the last decades and provided no insight into the evolution of levels or determinants of mortality clustering. The present research takes a

broader regional view and acts should be viewed from this perspective as a reference for future studies.

The study is divided into four sections. Firstly, we present the data and the methods to be used for the analyses. This is followed by a discussion of the variables and hypotheses to be tested. The geography of the mortality transition and clustering is the object of the third section, and we conclude with a discussion of our findings, identifying the principal determinants of mortality concentration, and examining the implications for future research.

2. Data and Methods

2.1. Data

The survey programs of the WFS and DHS provide sufficient data to estimate the levels, trends and determinants of mortality and family clustering of deaths in Africa. Since the mid-1970s, they have collected retrospective data concerning the reproductive histories of representative samples of women aged 15 to 49 years, with information on each birth, the total number of children born, the number of pregnancies and abortions, and other individual characteristics. For each child, the data includes the date of birth, age, sex, parity, survival status and, for children not surviving, age at death.

Estimating child mortality from these reproductive histories is subject to two important limits: selection and censoring. Collecting data on the history of living women and their children, excluded all information on women who had not survived and, more importantly, on the children of these women, whose survival chances were lower than those of other children. In addition, because information was only collected for women aged 15-49 years at the survey, data for

earlier periods are biased. For the period 10-14 years before the survey when child mortality rates were substantially higher, for instance, we have no information for women who were then aged 45-49 years. As yet, no viable solutions have been offered to these problems, and researchers have no choice but to cope with limitations in data that are, nonetheless, the best national-level data currently available. In any case, as a general rule, the data collected by the WFS and DHS surveys are considered of a high quality and relevance by all researchers investigating childhood mortality. (For a more detailed description of data quality, see Bicego and Ahmad, 1996; Rustein, 1984; Sullivan et al., 1990 or Curtis, 1995). Curtis (1995) considers that the mortality data of the DHS are of a slightly better quality than that of the WFS.

In the context of this research, we carry out comparative analyses using comparable data sets from the WFS and DHS, conducted between 1977 and 1983 and between 1986 and 1998, respectively. As both surveys based their fertility and mortality estimates on reproductive histories collected retrospectively, the same estimation biases are present in all countries. Consequently, international comparisons of mortality levels estimated from these data are legitimate, as the biases should cancel out.

Our comparisons are based on continental sub-regions that are geographically and sociologically similar. North Africa is represented by Morocco, Egypt, Tunisia and Northern Sudan; West Africa by Benin, Côte d'Ivoire, Ghana and Senegal; Central Africa by Cameroon, and East Africa by Rwanda and Kenya. These countries were chosen because of their participation in the survey programs of the WFS and DHS, whereby data was collected over a period of time long enough to allow the study and comparison of the trends in, and determinants

of, family clustering of mortality over more than three decades. However, despite adopting a common methodology, some differences between the countries are worth mentioning.

In the North African countries, only married women were interviewed. Surveys in Senegal (DHS), Morocco and Tunisia, with almost uniquely Muslim populations, had no question on religious affiliation. In Egypt and North Sudan, where 90% of the population are Muslim, no distinction was made between Catholics, Protestants, and other religions. The migration status was absent from the WFS in Morocco, Tunisia and Rwanda. It is worth noting that data from Rwanda are collected by 1992, hence before the period of socio-ethnic tensions, political unrest and genocide that started in 1993-1994.

For our analyses, we created a pair-wise mother-child data file containing specific characteristics of mothers and children, and then selected women according to the following criteria. Firstly, to talk of “mortality clustering”, a mother has to have at least two children. To include uniparous mothers would inevitably create biased estimates because of a strong asymmetry in concentration levels (0% or 100%). Secondly, women with twins had to be excluded, for two reasons: (i) mortality risks for twins are considerably higher than for other children, in part because of low birth weight (Guo and Grummer-Strawm, 1993) and, as a result (ii) mothers of twins are at greater risk of mortality clustering than are other mothers. Rustein (1984) found that twins accounted for less than 2% of births and almost 10% of deaths.

In order to ensure comparability of the sub-regions, we also included only women who were, or who had been, married, as single women had not been interviewed in the North African surveys. In any case, in several countries of Sub-Saharan Africa, the number of single women

was negligible after selection for women with at least two children and without twins. Finally, according to a number of studies evaluating data used to analyze fertility and mortality, older women often omit completely, or make erroneous declarations of, their age (Westoff, 1992; Kuate-Defo, 1998). We preferred, therefore, to limit our sample to women below the age of 45 years. To sum up, our study is restricted to ever-married women with at least two children, but without twins, and aged less than 45 years.

2.2. Method

Appreciating the real impact of each element involved in childhood mortality is essential to anyone engaged in the design of appropriate strategies for improving family health. Achieving this requires the use of statistical methods pertinent to the analysis of the phenomenon under investigation. However, despite the wealth of research emerging from a variety of disciplines within social and biomedical sciences, concepts and measures of mortality clustering remain problematic, largely because of the variety and limits of the indicators and methods used to date. While epidemiologists were elaborating statistical tests to detect spatial, temporal, or spatio-temporal concentration, demographers inclined more towards developing explanatory models, often neglecting the descriptive element. As a result, the indicators employed to describe the phenomenon vary from one researcher to another, making comparison virtually impossible. In this research, we first concentrate on the descriptive process, using simple indicators to compare levels across time and space, and then proceed with the explanatory analyses.

2.2.1. Descriptive methods

Several studies have relied exclusively on a measure of the proportion of women losing more than one child, and/or the proportion of children lost by these women relative to child

deaths as a whole (Das Gupta, 1990). The ratio of these two measures has also been used on occasion (McMurray, 1997). While providing a global description of mortality clustering, these indicators possess a basic flaw: they describe an aggregate situation, in the absence of controls. Certain prerequisites, fundamental to any study of mortality concentration, such as the need to control for women's parity (Zaba and David, 1996) or age (Ronsmans, 1995), are often overlooked. We have not, therefore, estimated the most commonly used statistical descriptive indicators of concentration or asymmetry, as they are influenced by fluctuations in the exposure to risk of children of multiparous women (Zaba and David, 1996).

Our descriptive analysis is based on five indicators. The first two are classic measures of infant mortality (${}_1Q_0$) and early childhood mortality (${}_5Q_0$). Their evolution using WFS and DHS data from the 1970s through the 1990s will throw some light on child mortality transition.

The three other measures are specific to child mortality clustering. The first indicator represents the proportion of selected women in the sample losing more than one child. Researchers who hold multiple deaths within a family to be a reliable indicator of mortality clustering have frequently employed this indicator (Das Gupta, 1990; Guo, 1993; Sastry, 1997a, Manda, 1998). This reinforces our decision to include only multiparous women in the sample, as infertile or uniparous women should not logically be included in the denominator. The second indicator denotes the deaths to selected women losing more than one child relative to child deaths as a whole. The majority of researchers use a combination of these two indicators to demonstrate the existence of family mortality clustering. Das Gupta (1990) found that only 12% of women had had multiple deaths, but that their losses accounted for 62% of all child deaths registered in the area under observation. In Burundi, Zimbabwe and Uganda, mothers with multiple deaths

represented 20%, 8% and 19%, respectively, of all mothers, while the children they had lost corresponded to 70%, 51% and 64% of all child deaths (McMurray, 1997). Similar patterns can be found in Malawi (Manda, 1998), Northwest Brazil (Sastry, 1997a), Bangladesh (Zenger, 1993), Guatemala (Guo, 1993) and Sri Lanka (Meegama, 1980). Not taking women's parity into account is the main drawback of the first indicator. Take the case of two women, each of whom loses two children. Their clustering risk would be identical, even if one had only had two children and the other more than ten. An additional problem affecting these two indicators is the absence of a threshold above which one can speak of "clustering". However, as our approach is a comparative one, with the merit that the observed differences will enable us to establish a hierarchy of concentration levels without reference to predetermined cutoff points.

The third indicator represents the proportion of child deaths per mother, the core measure of concentration. It is divided into four categories: i) "no concentration" comprises the selected women in the sample whose children have all survived; ii) "low concentration" includes mothers who have lost less than 20% of their children; iii) "medium concentration" mothers have lost 20-59% of their children, and iv) "high concentration" contains those mothers who have lost 60% or more of their children. This measure of concentration was developed and tested on African data and has proved to be robust (Kuate-Defo and Diallo, 1999). It is our indicator of choice, because it provides an excellent measure of the degree of child mortality clustering, while at the same time controlling for parity.

2.2.2. Explanatory methods

In this study, the risk of mortality clustering is predicted using two dependent variables:

- (i) the proportion of deceased children per mother with at least two children treated as a

continuous variable (referred to in this text as the “mortality clustering variable”) and (ii) a dichotomous variable indicating whether or not a mother has had at least two deaths (here called the “multiple death risk”). Ordinary least squares regression is used for the mortality clustering variable, and logistic regression for the dichotomous variable of multiple death risk. For each country and for each covariate, a Student test for the significance of the difference in estimates during the inter-surveys period is computed to give a measure of the structural change over time in the influences of covariates on child mortality clustering.

3. Socioeconomic attributes, behavioral and bio-demographic factors and child mortality clustering in Africa

In this research, we attempt to identify the influences on child mortality clustering by examining two groups of factors: socioeconomic and behavioral, on the one hand, and bio-demographic, on the other.

3.1. Socioeconomic and behavioral variables

Research into mortality clustering has focused largely on socio-economic and behavioral characteristics, in particular the mother’s education (Das Gupta, 1990; Hobcraft, 1993). In this study, we examine the impact of parents’ education, the mother’s religion, interaction between place of residence and migratory status (defined by whether a rural/urban respondent ever migrated) and contraceptive practice.

Many studies confirm the existence of a negative correlation between mortality concentration and women’s education (for a review, see Hobcraft, 1993). Educated women, particularly those with a secondary education, are more likely to take advantage of modern health

care structures in caring for their children. They are also more aware of the nutritional problems their children may face, and are better prepared to deal with them. Moreover, given the problem of measuring income and economic status in developing countries, this variable is often used as a proxy for SES (Madise and Diamond, 1995; Curtis et al., 1993). Although maternal education has often been studied, father's education has largely been ignored (for a review, see Wolpin, 1997). In Africa, however, and especially in Muslim countries, the husband generally takes decisions regarding fertility, contraception and use of health care services (Kokole, 1994; Mason, 1997). As a result, certain behaviors and practices, which may be more or less favorable for child health and survival rates, depend on the father and, therefore, on his level of education. Thus, paternal education could be viewed as a proxy for household behavioral factors, a position that can be further justified given that boys are better educated than girls, in most African societies (Hyde, 1993).

Alternatively, religion could be employed as a proxy for household behavior. Often ignored in research into family mortality clustering, religion is at the root of a number of important characteristics, such as certain attitudes, customs and behavior, in relation to fertility, disease and death. In Africa, the relationship between religion and family mortality concentration varies from one country to another. However, as a general rule, in most countries with strong communities of Christians, Muslims, and adherents of traditional religions, women in the latter group (like those with no religious commitment) have much higher levels of mortality and clustering, while Christian women (Catholic and Protestant) usually have the lowest. Muslims fluctuate between the two extremes, at times with the lowest levels, at others, the highest (Kuate-Defo and Diallo, 1999). The fact that Muslim women and those belonging to traditional religions are the least inclined to opt for contraception and birth control may help explain this pattern.

The migration status variable combines residence (current and during childhood) and lifetime migration, variables shown to be significantly correlated with childhood mortality. Women were grouped into three categories: never migrated from urban residence; never migrated from rural residence; and have migrated irrespective of current residence. The implicit assumption in this case is that, independently of zone of residence, migration will modify the risk of mortality clustering for women. Women who have migrated are expected to have much lower mortality concentration than those living permanently in rural areas, though not as low as those among urban women.

According to a number of studies, contraceptive use leads to lower levels of child mortality and multiple deaths. In fact, contraception has a direct effect on birth spacing and, to a lesser degree, on women's parity. Women who use contraception tend to have a better control of the timing of births, providing their offspring with a greater chance of survival.

3.2. Bio-demographic Covariates

Assessing the effect of bio-demographic variables on child mortality has been the object of numerous publications (for a review, see Gray et al., 1993). Some authors consider them more important than socio-economic factors in explaining child mortality in less developed countries. For this study, we have selected six bio-demographic covariates: the birth intervals preceding and following each birth, the sexual composition of the preceding children of the index child, the survival status of the preceding child at the time of the target child's birth, mother's parity, and mother's age at the child's birth. The squares of the last two variables were also included in the models to adjust for their non-linear relationship with child mortality clustering. We constructed time-varying covariates to take into account both the dynamic nature of the phenomenon and its

heterogeneity within the sibling group. As all the bio-demographic variables are linked at birth to each child, they vary from one child to another in any given group of siblings.

Many studies on this subject have confirmed the existence of a negative relationship between the length of the birth interval and child mortality clustering. Short intervals increase the risk of death for successive children (for discussions on the topic, see Ronsmans, 1995; Zaba and David, 1996; Das Gupta, 1997; or McMurray, 1997). The reasons most often proffered are, among others, competition for food, care and other household resources. Zenger (1993) showed that heterogeneity between families tends to disappear once the effect of birth spacing was controlled. However, the length of birth intervals is also related to “accumulation” and “replacement” effects. A major limit of this type of research is that it ignores the importance of factors such as replacement, which may mean that close birth spacing is an *effect* rather than a *cause* of mortality clustering. Furthermore, the repeatability of closely spaced births may impair the ability of the mother to properly care for her offspring and may also increase cumulatively the vulnerability of her children to mortality risks. We have defined a dichotomous variable to represent the preceding and following birth interval variables, with 15 months as the cut-off point, as previous research has demonstrated that its impact is minimal beyond this time (Kuate-Defo, 1998).

The sex composition of the preceding siblings at the birth of the target child comprises both a behavioral and a biological element. In the absence of a marked sex preference, girls generally have a higher survival probability than boys (Hill and Upchurch, 1995). Nonetheless, in many countries, a more or less explicit preference for boys leads to a greater investment in terms of education and, therefore, to better family care in case of illness (for a review, see United

Nations, 1998). Three sibling group categories were defined at the birth date of the index child: those with more preceding girls than boys, those with equal numbers of preceding girls and boys, and those with fewer preceding girls than boys. We assume that, in the absence of discrimination, children in the first category would be less vulnerable than those in the last, as previous studies have conjectured (for a discussion, see Finerman, 1994).

The survival status of the preceding child is an important determinant of mortality concentration. The death of the previous child tends to amplify mortality risks for the target child, as parents seek to “replace” swiftly a child who dies young. Moreover, the premature death of a child means an abrupt end to breastfeeding, which in turn means that women become fertile again more rapidly. These elements all reduce the birth interval length. The survival of the preceding child is also considered an important genetic determinant of mortality clustering (Sastry, 1997a and 1997b; Guo, 1993). The child’s death might have been the result of complications with the pregnancy, congenital malformations or early childhood disease. These problems may repeat themselves with the index child, especially if there is a genetic component shared with the entire sibling group (Manda, 1998). Finally, where poor nutrition or hygiene within the family was responsible for the death of the previous child, the effect on the next child could be the same (Das Gupta, 1990; Forste, 1994; Finerman, 1994). In the context of this research, therefore, the survival of the preceding child serves to measure the replacement effect (if there is one) and its implications for child mortality.

Parity and mother’s age at birth are among the covariates most often cited in the literature on mortality clustering. The risk of clustering is positively related to parity, with higher parity women more at risk than those with fewer children. The impact of maternal age, however, is less

well documented, due to the non-linear relation between this variable and childhood mortality. *Ceteris paribus*, we assume that a higher age at birth corresponds to a higher parity birth and, therefore, with higher mortality concentration.

4. Transition and the Geography of Mortality in Africa

Table 1 presents the levels of infant mortality (${}_1Q_0$) and early childhood mortality (${}_5Q_0$), estimated for the selected countries from WFS and DHS data for 11 African countries between 1977 and 1998. Four of these countries (Cameroon, Kenya, Côte-d'Ivoire and Benin) have inter-survey intervals of more than 10 years while the remaining countries have shorter intervals (varying from 7 for Morocco to 10 years in Tunisia and North Sudan). The estimates generally show a reduction in mortality risks between any two consecutive surveys for the same country. In all countries, mortality levels were much higher at the time of the WFS than at any phase of the DHS, suggesting that health conditions and survival prospects have tended to improve over time.

However, comparing estimates from different waves of the DHS shows that the fall in mortality rates came to a halt, and even went into reverse in several African countries. The situation evolved differently from one region of the continent to another.

An overall improvement in the indicators of family mortality clustering between the WFS and DHS was also evident. The proportion of women losing two or more children dropped noticeably, particularly in Egypt and Senegal (by 17%), Kenya (by 10%) and Tunisia (by 9%). These women's losses accounted for between 60% and 77% of all child deaths at the WFS and between 53% and 70% at the DHS.

Table 1: Mortality Transition in Africa: Weighted Data

Regions and Countries	WFS (1977 – 1983)			DHS (First Round) (1986 – 1990)			DHS (Second Round) (1991 – 1993)			DHS (Third Round) (1993 – 1998)		
	${}_1Q_0$	${}_5Q_0$	Survey Year	${}_1Q_0$	${}_5Q_0$	Survey Year	${}_1Q_0$	${}_5Q_0$	Survey Year	${}_1Q_0$	${}_5Q_0$	Survey Year
West Africa												
Benin	108,0	204,0	1982							93,9	166,5	1996
Côte d'Ivoire	119,0	176,0	1980/81							88,5	149,5	1994
Ghana	74,0	127,0	1980	77,2	154,7	1988				66,4	119,4	1993
Senegal	112,0	262,0	1978	86,4	190,8	1986	68,0	131,4	1992/93	67,7	139,0	1997
Central and East Africa												
Cameroon	105,6	195,0	1978				65,0	126,3	1991	77,0	150,7	1998
Kenya	87,0	142,0	1977/78	59,6	89,2	1989	61,7	96,1	1993	73,7	111,5	1998
Rwanda	123,0	247,0	1983				84,8	150,2	1992			
North Africa												
Egypt	132,0	191,0	1980	73,1	102,0	1988	61,5	84,8	1992	62,6	80,6	1995
Morocco	91,0	142,0	1980	73,3	102,2	1987	57,3	76,1	1992	61,6	80,4	1995
North Sudan	88,0	153,0	1979	69,9	123,4	1989/90						
Tunisia	77,8	103,7	1978	50,4	65,2	1988						

Sources: Adapted from WFS and DHS country reports.

Notes: ${}_1Q_0$ = Probability of dying before the first birthday (expressed in ‰).

${}_5Q_0$ = Probability of dying before the fifth birthday (expressed in ‰).

Table 2 shows the levels of child mortality clustering using the three indicators described above.

Table 2 : Family Mortality Clustering Indicators in Africa: Weighted Data

Regions	Countries	Surveys and Years	First Indicator	Second Indicator	Third Indicator			
					None 0 %	Low [0-20%[Medium [20-60%[High [60-100%[
West Africa	Benin	WFS, 1982	27,2	73,4	45,9	06,0	41,6	06,5
		DHS, 1996	21,8	66,6	49,1	09,1	37,9	03,8
		% of change	-19,9	-09,3	07,0	51,7	-08,9	-41,5
	Ghana	WFS, 1980	13,5	60,4	64,4	06,6	26,6	02,5
		DHS, 1993	12,8	54,4	61,8	07,0	29,1	02,1
		% of change	-05,2	-09,9	-04,0	06,1	09,4	-16,0
	Cote d'Ivoire	WFS, 1980/81	24,3	68,4	44,9	09,3	40,2	05,6
		DHS, 1994	17,3	60,8	54,6	09,7	32,3	03,5
		% of change	-28,8	-11,1	21,6	04,3	-19,7	-37,5
	Senegal	WFS, 1978	35,0	77,4	35,6	10,0	44,4	10,0
		DHS, 1997	17,7	62,7	54,7	10,6	32,1	02,6
		% of change	-49,4	-19,0	53,7	06,0	-27,7	-74,0
Central and East Africa	Cameroon	WFS, 1978	23,7	69,9	48,3	08,1	37,3	06,3
		DHS, 1991	18,1	64,9	55,5	10,5	29,8	04,1
		% of change	-23,6	-07,2	14,9	29,6	-20,1	-34,9
	Kenya	WFS, 1977/78	20,7	68,5	54,0	12,3	31,0	02,8
		DHS, 1993	10,5	55,8	68,2	09,3	21,2	01,3
		% of change	-49,3	-18,5	26,3	-24,4	-31,6	-53,6
	Rwanda	WFS, 1983	26,2	71,3	44,3	09,3	41,0	05,3
		DHS, 1992	22,9	70,1	50,1	09,7	36,3	03,9
		% of change	-12,6	-01,7	13,1	04,3	-11,5	-26,4
North Africa	Egypt	WFS, 1980	27,7	75,5	46,3	08,2	40,1	05,4
		DHS, 1995	10,7	57,2	68,2	07,3	23,3	01,2
		% of change	-61,4	-24,2	47,3	-11,0	-41,9	-77,8
	Morocco	WFS, 1980	21,8	69,8	51,9	13,1	31,8	03,1
		DHS, 1987	14,6	62,6	61,7	11,1	25,2	02,0
		% of change	-33,0	-10,3	18,9	-15,3	-20,8	-35,5
	North Sudan	WFS, 1979	17,9	63,6	56,4	10,8	29,7	03,1
		DHS, 1989/90	16,0	60,3	56,0	13,3	28,5	02,2
		% of change	-10,6	-05,2	-00,7	23,1	-04,0	-29,0
	Tunisia	WFS, 1978	16,7	69,3	63,2	09,3	25,5	02,0
		DHS, 1988	08,0	52,9	74,2	07,2	18,3	00,3
		% of change	-52,1	-23,7	17,4	-22,6	-28,2	-85,0

First Indicator : % of women having lost more than one child;

Second Indicator : % of deaths among all deceased children to woman having lost more than one child;

Third Indicator : % of deceased children among woman having at least two children.

% of change = $100 * [(Estimate\ in\ the\ DHS) - (Estimate\ in\ the\ WFS)] / [Estimate\ in\ the\ WFS]$.

The most marked reductions were recorded in Egypt (18%), Tunisia (16%) and Senegal (15%). Does this pattern of decline signify a more equal distribution of mortality risks across

families? This seems improbable, in the light of levels of the third indicator: the proportion of women with all children surviving. This increased in all countries (except Ghana and Sudan), with gains reaching 22% in Egypt, 19% in Senegal and 14% in Kenya. During the same period, the percentage of women with a high level of mortality clustering (more than 60%) decreased appreciably. Currently, the lowest levels (DHS) are to be found in Tunisia (0.3%), Egypt (1.2%) and Kenya (approximately 1.3%), and the highest in Cameroon and Rwanda (4%). Tunisia, Kenya and Ghana had the lowest incidence (less than 3%) at the earlier survey (WFS). The greatest reductions were observed in Senegal (7%) and Egypt (4%). In the next section, we examine the geography of mortality and mortality clustering in Africa. The descriptive analysis of early childhood mortality is based primarily on the indicator 5Q0.

Figure 1 : Levels of mortality clustering in the selected countries

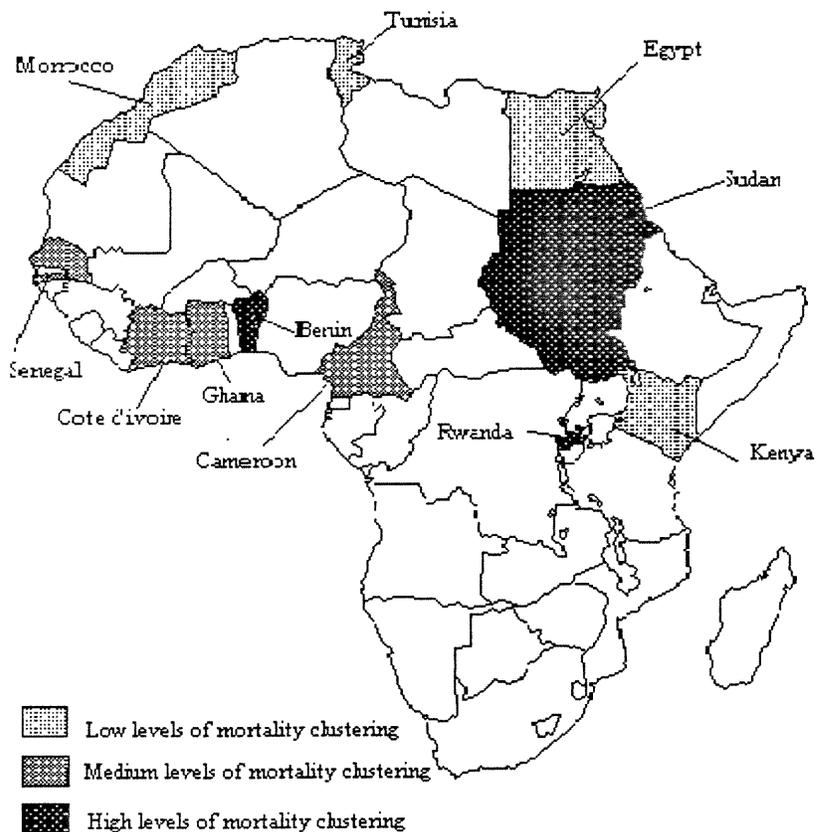


Figure 1 illustrates the clustering of child mortality in Africa and the regional differences therein. In Table 2, estimates from the most recent survey in each country is used for this map. Countries with high mortality clustering include Sudan, Benin, and Rwanda; Senegal, Côte d'Ivoire, Ghana, Cameroon belong to the Medium levels of mortality clustering; and the rest form the low levels of mortality clustering countries.

4.1. West Africa

Childhood mortality levels in this sub-region (Ghana excluded) are among the highest in Africa (Kuate-Defo and Diallo, 1999). However, in all countries in the sub-region, mortality declined steadily, with the lowest rates recorded in Ghana. In Senegal, where more than one child in four died before the age of five in 1978 (the highest level in all countries), early childhood mortality levels dropped to 139 per 1000 by 1997, just behind Ghana (119 per 1000) and ahead of Côte d'Ivoire (149 per 1000) and Benin (166 per 1000). Most recently, the highest mortality levels of all the countries in the study were observed in Benin. The two countries participating in the first two waves of the DHS, Senegal and Ghana, did not experience a regular drop in child mortality rates. In Ghana, mortality levels rose considerably between 1980 and 1988. Between the first and third round of DHS, data for Senegal revealed no further declines in infant mortality, and a slight increase in early childhood mortality. The deterioration in some of these countries may be due, in part, to a worsening standard of living, higher poverty levels, and more difficult access to modern health services (Turshen, 1999).

With regard to the indicators of concentration, some variability within the sub-region is apparent, although the overall picture is similar to that of child mortality. Irrespective of the period or indicator in question, Ghana consistently displayed the lowest mortality concentration

levels. At the other extreme, Senegal ceded to Benin its position at the top of the list of countries with the highest rates for all mortality indicators at the time of the WFS. Indeed, the percentage of women losing more than one child, which ranged from 13% (in Ghana) to 35% (in Senegal) at the WFS, declined greatly, particularly in Senegal where it dropped by half between 1978 and 1992. In the sub-region, the losses experienced by these women represented between 60% (in Ghana) and 77% (in Senegal) of all child deaths at the end of the 1970s, and between 54% (in Ghana) and 67% (in Benin) in the 1990s. With reference to the third indicator, the decline in the proportion of women in the medium and high concentration categories is evident throughout West Africa, as is the opposite increase in proportions in the other two categories (no or low concentration). The percentage of women with no child deaths increased by 19% in Senegal and by 9% in Côte d'Ivoire. Surprisingly, the reverse occurred in Ghana, where the proportion fell by 3%. At the other end of the scale, the proportion of women in the high concentration group (more than 60% of children died) fell in all countries by different degrees: by 2.1% in Ghana, 3.8% in Benin, and by 7% - the sharpest drop of all - between the two surveys in Senegal.

4.2. Central and East Africa

As in the West African countries, child mortality levels diminished between the two surveys programs in Cameroon and Kenya, though this trend did not persist during the different waves of the DHS programs. Thus, as in Senegal, the level of infant and early childhood mortality rose between 1991 and 1998 in Cameroon. In Kenya, if the results of the DHS I, II and III, are reliable, the situation is even more worrying, with child mortality levels rising constantly over the last decade. Although Rwanda's mortality diminished during the inter-survey period which precedes Rwandan civil in the early 1990s, it remains high, placed second only to Benin among all the countries studied.

In this region, mortality concentration levels are weakest in Kenya and strongest in Rwanda where its civil war of the early 1990s most likely worsened the situation. The proportion of women losing more than one child dropped by 4% in Cameroon, 3% in Rwanda and 9% in Kenya. These deaths account for around two-thirds of all child deaths, a proportion that scarcely changed during the period, except in Kenya where a decline of 13% was observed. The third indicator shows a pattern similar to that of West Africa, with a transfer of women from high to low (or no) concentration. In Kenya, for instance, more than two thirds of women declared losing no children in 1991, up from just over one half in 1978. This proportion also rose in Cameroon (by 7%) and Rwanda (by 6%), to the extent that from that point on more than half the women sampled in either country had all children surviving. At 4.1% and 3.9% respectively, the proportion of women in Cameroon and Rwanda in the high concentration category is below the African average of 4.7% (Kuate-Defo and Diallo, 1999), while in Kenya the level (1.3%) is one of the lowest in the continent. The Kenyan situation is unexpected and does not support the conjecture of concomitant declines of child mortality risks and concentration: over the same decade that child mortality levels were steadily increasing, mortality concentration registered a sharp decline. This suggests that the factors responsible for the rising mortality levels do not affect all social groups in the same way.

4.3. North Africa

Current child mortality levels in North African countries are generally lower than in any other part of the continent. As with the other sub-regions, these countries experienced an overall drop in child mortality between the WFS and the DHS, although mortality rates did not increase between waves of the DHS, apart from in Morocco. Here, the slight rise in mortality levels between the DHS II and III was probably circumstantial, partly the result of the drought of 1992-

1995 which had repercussions for the whole national economy. Population health was particularly affected, due to water shortages and the inevitable infectious and parasitic diseases that followed (Azelmat et al., 1996). This situation is unlikely to impede the decline in child mortality rates in North Africa in the long term.

The mortality concentration indicators portray the same configuration as in the other sub-continental regions but generally at lower levels. Egypt, where the situation was by far the worst twenty years ago, experienced the most spectacular improvements of all the selected countries, ending up just behind Tunisia. The latter country is clearly distinct from the other North African countries, and from Africa in general, with almost three quarters of women losing no children and very few (0.3%) losing more than 60%. The explanation lies undoubtedly in the wider access to modern health care, in lower and better-controlled fertility, and in the fact that education and urbanization are more widespread than elsewhere in Africa (Jain, 1998).

5. Determinants of family clustering of child mortality

To permit cross-national comparison, we carried out analyses by country rather than by sub-region. Comparing results by country, by period (WFS and DHS) and by sub-region, will highlight the general trends, while differences can be linked to the characteristics intrinsic to each country. Several regressions were performed for each country, to control for the aggregate effects of each group of factors (bio-demographic and socio-economic). The results of the final models, comprising information on all characteristics and samples for each country retained for the analyses, are presented in Tables 3, 4, 5 and 6. Results of the intermediary models are available from the authors. We proceed as follows. Firstly, we analyze the direction and degree of covariate effects on the two dependent variables (the mortality clustering variable in continuous

form and the multiple death risk) and, secondly, we assess how these relations have changed over time by comparing the coefficients from the two surveys.

The results point to highly significant effects for most of the bio-demographic and socio-economic variables included in the analyses. The impact of contraceptive use stands out in all countries and at both surveys (except in Cameroon, and at the WFS in Benin and Côte d'Ivoire). Its relationship both with the risk of concentration and of multiple deaths is a negative one. The impact of education, migration status and religion is attenuated, varying from one country to another and, at times, between surveys. There is little evidence of any change in the covariate effects over time in North Africa or in several of the countries of Sub-Saharan Africa. With regard to the bio-demographic variables, results reveal a strong association with birth intervals and the survival of the preceding child in all countries and for all surveys. However, the impact of the sex composition of the preceding siblings of the index child varies between countries, but is rarely significant in Central and Eastern Africa and Ghana. The fact that the squared terms of covariates parity and mother's age are significant indicates that they have a non-linear relation with the dependent variables.

The following analysis outlines the distinctive features of countries and sub-regions. We will put particular emphasis on assessing the influences on the first dependent variable, mortality clustering, as a quick glance at our findings shows that, as a general rule, both dependent variables have a similar relationship with the explanatory variables. When appropriate, we will draw attention to any disparities between the two dependent variables.

Table 3: Ordinary Least Squares (OLS) and Logistic Regression Estimates of Influences on Child Mortality Clustering in Western Africa
 Logistic Regression Estimates of Influences on Mortality Clustering

Variables	Deaths																											
	Benin			Ghana			Cote d'Ivoire			Senegal																		
	WFS 82	DHS 96	ψ	WFS 80	DHS 93	ψ	WFS 80/81	DHS 94	ψ	WFS 80	DHS 93	ψ	WFS 80/81	DHS 94	ψ													
Intercept	0.252* (0.025)	0.187* (0.020)	-2.0 (0.019)	0.204* (0.022)	0.173* (0.022)	-9.0 (0.015)	0.307* (0.020)	0.198* (0.015)	4.4 (0.015)	0.325* (0.026)	0.163* (0.015)	5.2 (0.015)	4.268* (0.345)	4.672* (0.313)	-9.0 (0.311)	3.960* (0.311)	4.782* (0.407)	1.6 (0.407)	-3.117* (0.267)	5.257* (0.243)	5.9 (0.321)	2.941* (0.260)	-5.478* (0.260)	-6.1				
Panel A: Socioeconomic and Behavioral Influences																												
Mother Education (No Education)	-0.028* (0.007)	-0.004 (0.004)	2.4 (0.004)	-0.021* (0.005)	-0.002 (0.004)	3.3 (0.007)	-0.022* (0.005)	0.013* (0.003)	1.2 (0.005)	-0.053* (0.006)	0.031* (0.003)	2.4 (0.005)	-0.352* (0.101)	0.097 (0.062)	2.1 (0.062)	-0.565* (0.063)	0.174* (0.061)	7.2 (0.061)	0.419* (0.091)	-0.267* (0.053)	1.4 (0.053)	-1.014* (0.129)	-0.510* (0.059)	3.6 (0.059)	-1.130* (0.130)	-3.2		
Secondary +	-0.046* (0.013)	-0.020* (0.007)	1.7 (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.020* (0.007)	-1.7 (0.007)	-0.042* (0.005)	-0.011* (0.005)	2.9 (0.005)	-0.048* (0.016)	0.043* (0.005)	0.3 (0.005)	-1.647* (0.345)	-0.194 (0.152)	4.4 (0.152)	-0.246* (0.079)	-0.045 (0.191)	1.0 (0.191)	-1.046* (0.174)	-0.154 (0.099)	4.5 (0.099)	-0.213 (0.323)	-1.300* (0.323)	-3.2	-0.213	-0.213	-3.2	
Partner Education (No education)	-0.034* (0.005)	-0.015* (0.004)	3.0 (0.005)	-0.007 (0.005)	-0.031* (0.004)	-3.6 (0.007)	-0.019* (0.005)	0.001 (0.003)	3.5 (0.003)	-0.081* (0.028)	0.038* (0.004)	5.7 (0.004)	-0.581* (0.072)	-0.096 (0.052)	5.5 (0.052)	-0.155 (0.087)	-0.263* (0.062)	-1.0 (0.062)	-1.0 (0.062)	0.04 (0.060)	2.8 (0.060)	-0.963* (0.065)	-0.575* (0.068)	3.6 (0.068)	-5.75* (0.068)	8.6	-5.75*	8.6
Secondary +	-0.065* (0.008)	-0.037* (0.005)	3.2 (0.003)	-0.005 (0.003)	-0.021* (0.005)	-2.7 (0.003)	0.045* (0.006)	0.023* (0.004)	3.3 (0.004)	0.128* (0.009)	0.030* (0.004)	1.1 (0.004)	-0.399* (0.110)	-0.519* (0.096)	2.8 (0.096)	-0.100 (0.062)	-0.069 (0.090)	0.3 (0.090)	-0.494* (0.084)	-0.449* (0.059)	0.4 (0.059)	-1.832* (0.129)	-0.502* (0.065)	8.6 (0.065)	-1.832*	8.6		
Religion (No/Traditional religion)	-0.028* (0.005)	-0.017* (0.003)	2.0 (0.003)	-0.047* (0.003)	-0.012* (0.004)	6.8 (0.003)	-0.030* (0.004)	-0.009* (0.003)	4.5 (0.003)	-0.030* (0.004)	-0.008* (0.003)	4.5 (0.003)	-0.212* (0.060)	-0.279* (0.056)	9.0 (0.056)	-0.553* (0.050)	-0.507* (0.066)	0.6 (0.066)	-0.262* (0.049)	0.070 (0.045)	5.0 (0.045)	-0.1014* (0.082)	-0.575* (0.068)	3.6 (0.068)	-0.575*	3.6		
Christian	-0.005 (0.007)	-0.003 (0.005)	6.3 (0.003)	-0.012* (0.003)	0.008 (0.004)	6.2 (0.003)	-0.013* (0.004)	-0.010* (0.003)	0.8 (0.003)	0.029* (0.004)	0.065* (0.003)	4.8 (0.003)	-0.461* (0.048)	-0.020 (0.044)	7.4 (0.044)	-0.131 (0.084)	-0.257* (0.062)	3.7 (0.062)	-0.144* (0.042)	0.191* (0.043)	0.8 (0.043)	-0.151* (0.048)	-0.191* (0.048)	-1.1 (0.048)	-0.191*	-1.1		
Moslem	-0.028* (0.004)	-0.005 (0.003)	4.8 (0.003)	-0.034* (0.005)	-0.034* (0.005)	4.8 (0.005)	-0.034* (0.005)	-0.034* (0.005)	4.8 (0.005)	0.029* (0.004)	0.065* (0.003)	4.8 (0.003)	-0.461* (0.048)	-0.020 (0.044)	7.4 (0.044)	-0.131 (0.084)	-0.257* (0.062)	3.7 (0.062)	-0.144* (0.042)	0.191* (0.043)	0.8 (0.043)	-0.151* (0.048)	-0.191* (0.048)	-1.1 (0.048)	-0.191*	-1.1		
Fixed residence (Ever migrated)	0.005 (0.007)	-0.026* (0.005)	-3.7 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.015* (0.005)	-1.9 (0.003)	-0.034* (0.006)	0.015* (0.005)	2.6 (0.005)	-0.063* (0.006)	0.037* (0.003)	3.7 (0.003)	-0.256* (0.097)	-0.396* (0.071)	5.4 (0.071)	0.101* (0.044)	-0.274* (0.144)	-4.8 (0.144)	-0.274* (0.074)	15.5* (0.072)	4.1 (0.072)	-0.877* (0.082)	-0.754* (0.069)	1.2 (0.069)	-0.754*	1.2		
Never migrated urban	0.005 (0.007)	-0.026* (0.005)	-3.7 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.015* (0.005)	-1.9 (0.003)	-0.034* (0.006)	0.015* (0.005)	2.6 (0.005)	-0.063* (0.006)	0.037* (0.003)	3.7 (0.003)	-0.256* (0.097)	-0.396* (0.071)	5.4 (0.071)	0.101* (0.044)	-0.274* (0.144)	-4.8 (0.144)	-0.274* (0.074)	15.5* (0.072)	4.1 (0.072)	-0.877* (0.082)	-0.754* (0.069)	1.2 (0.069)	-0.754*	1.2		
Never migrated rural	0.005 (0.007)	-0.026* (0.005)	-3.7 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.015* (0.005)	-1.9 (0.003)	-0.034* (0.006)	0.015* (0.005)	2.6 (0.005)	-0.063* (0.006)	0.037* (0.003)	3.7 (0.003)	-0.256* (0.097)	-0.396* (0.071)	5.4 (0.071)	0.101* (0.044)	-0.274* (0.144)	-4.8 (0.144)	-0.274* (0.074)	15.5* (0.072)	4.1 (0.072)	-0.877* (0.082)	-0.754* (0.069)	1.2 (0.069)	-0.754*	1.2		
Contraception use (Ever used)	0.005 (0.004)	-0.026* (0.003)	-3.7 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.015* (0.005)	-1.9 (0.003)	-0.034* (0.006)	0.015* (0.005)	2.6 (0.005)	-0.063* (0.006)	0.037* (0.003)	3.7 (0.003)	-0.256* (0.097)	-0.396* (0.071)	5.4 (0.071)	0.101* (0.044)	-0.274* (0.144)	-4.8 (0.144)	-0.274* (0.074)	15.5* (0.072)	4.1 (0.072)	-0.877* (0.082)	-0.754* (0.069)	1.2 (0.069)	-0.754*	1.2		
Never used	0.005 (0.004)	-0.026* (0.003)	-3.7 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.015* (0.005)	-1.9 (0.003)	-0.034* (0.006)	0.015* (0.005)	2.6 (0.005)	-0.063* (0.006)	0.037* (0.003)	3.7 (0.003)	-0.256* (0.097)	-0.396* (0.071)	5.4 (0.071)	0.101* (0.044)	-0.274* (0.144)	-4.8 (0.144)	-0.274* (0.074)	15.5* (0.072)	4.1 (0.072)	-0.877* (0.082)	-0.754* (0.069)	1.2 (0.069)	-0.754*	1.2		
Panel B: Bio-demographic Influences																												
Following interval (> 15 months)	0.069* (0.006)	0.069* (0.007)	0.9 (0.007)	0.073* (0.007)	0.054* (0.007)	-1.9 (0.007)	0.044* (0.007)	0.051* (0.005)	0.9 (0.005)	0.081* (0.005)	0.067* (0.005)	-1.4 (0.005)	0.627* (0.110)	0.670* (0.101)	0.3 (0.101)	0.738* (0.095)	0.595* (0.110)	-1.0 (0.110)	0.431* (0.083)	0.540* (0.062)	1.1 (0.062)	0.796* (0.116)	0.796* (0.116)	-0.3 (0.070)	0.796*	-0.3		
Short interval (< 15 months)	0.069* (0.006)	0.069* (0.007)	0.9 (0.007)	0.073* (0.007)	0.054* (0.007)	-1.9 (0.007)	0.044* (0.007)	0.051* (0.005)	0.9 (0.005)	0.081* (0.005)	0.067* (0.005)	-1.4 (0.005)	0.627* (0.110)	0.670* (0.101)	0.3 (0.101)	0.738* (0.095)	0.595* (0.110)	-1.0 (0.110)	0.431* (0.083)	0.540* (0.062)	1.1 (0.062)	0.796* (0.116)	0.796* (0.116)	-0.3 (0.070)	0.796*	-0.3		
Preceding interval (> 15 months)	0.020* (0.008)	0.008 (0.007)	-1.0 (0.007)	0.020* (0.007)	-0.002 (0.007)	-2.2 (0.007)	-0.015* (0.007)	0.010* (0.005)	2.9 (0.005)	-0.006 (0.010)	0.016* (0.005)	2.0 (0.005)	0.228* (0.111)	0.066 (0.103)	1.1 (0.103)	0.260* (0.098)	0.085 (0.114)	-1.2 (0.114)	-0.125 (0.085)	0.172* (0.064)	2.8 (0.064)	-0.014 (0.123)	0.266* (0.072)	2.0 (0.072)	0.266*	2.0		
Short < 15 months	0.020* (0.008)	0.008 (0.007)	-1.0 (0.007)	0.020* (0.007)	-0.002 (0.007)	-2.2 (0.007)	-0.015* (0.007)	0.010* (0.005)	2.9 (0.005)	-0.006 (0.010)	0.016* (0.005)	2.0 (0.005)	0.228* (0.111)	0.066 (0.103)	1.1 (0.103)	0.260* (0.098)	0.085 (0.114)	-1.2 (0.114)	-0.125 (0.085)	0.172* (0.064)	2.8 (0.064)	-0.014 (0.123)	0.266* (0.072)	2.0 (0.072)	0.266*	2.0		
Sex composition of preceding siblings (Equal)	-0.006 (0.005)	-0.003 (0.003)	0.5 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.003 (0.004)	-0.1 (0.004)	-0.008* (0.004)	-0.009* (0.003)	-0.3 (0.003)	-0.018* (0.005)	-0.009* (0.003)	1.6 (0.003)	0.020 (0.059)	-0.002 (0.049)	-0.3 (0.049)	0.020 (0.054)	0.030 (0.065)	0.1 (0.065)	-0.126* (0.049)	-0.096* (0.045)	0.5 (0.045)	-0.221* (0.057)	-0.040 (0.043)	2.5 (0.043)	-0.040	2.5		
More males	-0.013* (0.005)	-0.010* (0.003)	0.5 (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.007 (0.004)	-0.4 (0.004)	-0.020* (0.004)	-0.014* (0.003)	1.3 (0.003)	-0.014* (0.005)	-0.011* (0.003)	0.5 (0.003)	-0.148* (0.059)	-0.175* (0.060)	-0.3 (0.060)	-0.048 (0.056)	-0.086 (0.067)	-0.4 (0.067)	-0.124* (0.049)	-0.256* (0.045)	-2.0 (0.045)	-0.149* (0.044)	0.1 (0.044)	-0.149*	0.1			
More females	-0.013* (0.005)	-0.010* (0.003)	0.5 (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.007 (0.004)	-0.4 (0.004)	-0.020* (0.004)	-0.014* (0.003)	1.3 (0.003)	-0.014* (0.005)	-0.011* (0.003)	0.5 (0.003)	-0.148* (0.059)	-0.175* (0.060)	-0.3 (0.060)	-0.048 (0.056)	-0.086 (0.067)	-0.4 (0.067)	-0.124* (0.049)	-0.256* (0.045)	-2.0 (0.045)	-0.149* (0.044)	0.1 (0.044)	-0.149*	0.1			
Preceding sibling deceased (No)	-0.195* (0.005)	0.074* (0.004)	2.7 (0.004)	0.235* (0.005)	0.211* (0.006)	3.4 (0.006)	0.225* (0.004)	0.225* (0.004)	1.5 (0.004)	0.206* (0.005)	0.202* (0.004)	-0.8 (0.004)	0.928* (0.073)	1.782* (0.063)	1.5 (0.063)	2.190* (0.069)	1.999* (0.060)	-1.8 (0.060)	1.972* (0.065)	2.031* (0.065)	0.8 (0.065)	1.912* (0.066)	1.932* (0.066)	0.2 (0.066)	1.932*	0.2		
Yes	-0.195* (0.005)	0.074* (0.004)	2.7 (0.004)	0.235* (0.005)	0.211* (0.006)	3.4 (0.006)	0.225* (0.004)	0.225* (0.004)	1.5 (0.004)	0.206* (0.005)	0.202* (0.004)	-0.8 (0.004)	0.928* (0.073)	1.782* (0.063)	1.5 (0.063)	2.190* (0.069)	1.999* (0.060)	-1.8 (0.060)	1.972* (0.065)	2.031* (0.065)	0.8 (0.065)	1.912* (0.066)	1.932* (0.066)	0.2 (0.066)	1.932*	0.2		
Parity	0.024* (0.003)	0.013* (0.002)	3.3 (0.002)	0.006* (0.002)	0.019* (0.002)	4.5 (0.002)	0.007* (0.002)	-0.002 (0.002)	-3.4 (0.002)	0.014* (0.002)	0.004* (0.001)	-3.4 (0.001)	1.146* (0.049)	0.877* (0.046)	-4.0 (0.046)	0.705* (0.045)	1.038* (0.058)	4.5 (0.058)	0.805* (0.037)	0.699* (0.032)	-2.2 (0.032)	0.826* (0.042)	0.933* (0.036)	2.0 (0.036)	0.933*	2.0		
(Parity)*	0.024* (0.003)	0.013* (0.002)	3.3 (0.002)	0.006* (0.002)	0.019* (0.002)	4.5 (0.002)	0.007* (0.002)	-0.002 (0.002)	-3.4 (0.002)	0.014* (0.002)	0.004* (0.001)	-3.4 (0.001)	1.146* (0.049)	0.877* (0.046)	-4.0 (0.046)	0.705* (0.045)	1.038* (0.058)	4.5 (0.058)	0.80									

Table 4: Ordinary Least Squares (OLS) and Logistic Regression Estimates of Influences on Child Mortality Clustering in Central and Eastern Africa

Variables	OLS Regression Estimates of Influences on Risk of Multiple Deaths												Logistic Regression Estimates of Influences on Mortality Clustering												
	Cameroon				Kenya				Rwanda				Cameroon				Kenya				Kwanda				
	WFS 78	DHS 91	ψ	WFS 77/78	DHS 93	ψ	WFS 83	DHS 92	ψ	WFS 83	DHS 91	ψ	WFS 77/78	DHS 93	ψ	WFS 83	DHS 92	ψ	WFS 77/78	DHS 93	ψ	WFS 83	DHS 92	ψ	
Intercept	0.315* (0.018)	0.309* (0.022)	-0.2 (0.014)	0.177* (0.013)	0.170* (0.014)	-0.4 (0.022)	0.255* (0.022)	0.198* (0.023)	-1.7 (0.023)	-3.128* (0.223)	-3.530* (0.350)	-1.0 (0.219)	-4.067* (0.219)	-4.646* (0.297)	-1.6 (0.297)	-3.689* (0.304)	-4.384* (0.346)	-1.5 (0.346)							
Panel A: Socioeconomic and Behavioral Influences																									
Mother Education (No Education)	-0.056* (0.004)	-0.050* (0.005)	1.0 (0.002)	-0.035* (0.002)	-0.014* (0.003)	1.8 (0.003)	-0.014* (0.003)	-0.012* (0.003)	-0.012* (0.003)	-0.514* (0.054)	-0.518* (0.072)	-0.0	-0.416* (0.033)	0.179* (0.044)	1.8 (0.044)	-0.077* (0.033)	-0.064 (0.039)	0.2 (0.039)							
Secondary +	-0.060* (0.009)	-0.068* (0.007)	1.0 (0.004)	-0.056* (0.006)	-0.020* (0.011)	4.9 (0.011)	-0.046* (0.011)	-0.050* (0.008)	-0.050* (0.008)	-0.679* (0.141)	-0.693* (0.136)	-1.1 (0.136)	-1.424* (0.190)	-0.321 (0.111)	4.0 (0.111)	-0.321 (0.172)	-0.557* (0.147)	-1.0 (0.147)							
Partner Education (No Education)	-0.045* (0.003)	-0.011§ (0.004)	6.0 (0.023)	-0.015* (0.002)	-0.014* (0.003)	0.3 (0.003)	-0.028* (0.003)	-0.019* (0.003)	-0.019* (0.003)	-0.572* (0.041)	0.015 (0.067)	7.4 (0.067)	-0.179* (0.031)	-0.209* (0.049)	0.5 (0.049)	-0.336* (0.038)	-0.247* (0.038)	1.7 (0.038)							
Secondary +	-0.056* (0.006)	0.023* (0.006)	3.9 (0.006)	0.033* (0.004)	-0.028* (0.003)	2.6 (0.003)	-0.072* (0.008)	-0.037* (0.007)	-0.037* (0.007)	-0.732* (0.087)	-0.672* (0.100)	0.5 (0.100)	-0.630* (0.070)	-0.630* (0.070)	0.3 (0.070)	-0.630* (0.116)	-0.677* (0.109)	1.4 (0.109)							
Religion (No/traditional religion)	-0.037* (0.004)	-0.060* (0.005)	-3.4 (0.005)	0.021* (0.004)	-0.016* (0.005)	-6.0 (0.004)	-0.038* (0.004)	-0.016* (0.006)	-0.016* (0.006)	-0.611* (0.048)	-0.680* (0.077)	-3.0 (0.077)	0.015 (0.059)	-0.487* (0.088)	-4.8 (0.088)	-0.346* (0.057)	-0.135 (0.081)	2.1 (0.081)							
Christian	-0.036* (0.005)	-0.050* (0.006)	-2.0 (0.006)	0.044* (0.006)	-0.004 (0.006)	-5.5 (0.006)	-0.004 (0.006)	-0.004 (0.006)	-0.004 (0.006)	-0.543* (0.057)	-0.741* (0.060)	-2.0 (0.060)	0.215§ (0.068)	0.006 (0.125)	-1.4 (0.125)										
Muslim	0.000 (0.006)	-0.019* (0.006)	2.3 (0.006)	-0.032* (0.006)	0.013§ (0.005)	4.5 (0.005)	0.013§ (0.005)	0.013§ (0.005)	0.013§ (0.005)	-0.059 (0.069)	-0.317* (0.103)	-2.1 (0.103)	-0.396* (0.135)	-0.007 (0.143)	2.0 (0.143)										
Fixed residence (Ever migrated)	-0.006 (0.003)	-0.026* (0.004)	-2.5 (0.004)	0.006* (0.002)	0.001 (0.002)	2.3 (0.002)	0.006* (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.046 (0.035)	-0.418* (0.064)	-6.3 (0.064)	-0.073§ (0.029)	-0.007 (0.042)	1.3 (0.042)										
Never migrated urban	0.025* (0.005)	0.017* (0.004)	-1.2 (0.004)	0.032* (0.002)	0.029* (0.002)	-0.8 (0.002)	0.017* (0.004)	0.057* (0.003)	0.057* (0.003)	0.181* (0.059)	0.292* (0.059)	1.3 (0.059)	0.361* (0.032)	0.383* (0.041)	0.4 (0.041)	0.279* (0.049)	0.579* (0.037)	4.9 (0.037)							
Never migrated rural																									
Contraception use (Ever used)																									
Never used																									
Panel B: Bio-demographic Influences																									
Following interval (> 15 months)	0.064* (0.005)	0.059* (0.007)	-0.7 (0.007)	0.042* (0.003)	0.043* (0.004)	0.4 (0.004)	0.066* (0.005)	0.081* (0.005)	0.081* (0.005)	0.559* (0.060)	0.699* (0.059)	1.3 (0.059)	0.468* (0.046)	0.483* (0.062)	0.3 (0.062)	0.716* (0.063)	0.786* (0.063)	0.8 (0.063)							
Short interval: < = 15 months	0.029* (0.005)	0.014§ (0.007)	-0.6 (0.007)	0.015* (0.003)	0.010* (0.004)	-0.9 (0.004)	0.024* (0.005)	0.032* (0.005)	0.032* (0.005)	0.148§ (0.061)	0.285* (0.057)	1.2 (0.057)	0.178* (0.046)	0.114 (0.065)	-0.8 (0.065)	0.325* (0.064)	0.300* (0.065)	-0.3 (0.065)							
Preceding interval (> 15 months)	-0.010* (0.004)	-0.003 (0.004)	1.4 (0.004)	-0.006§ (0.003)	-0.001 (0.002)	1.5 (0.004)	-0.007 (0.004)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.095§ (0.042)	-0.167§ (0.063)	-0.9 (0.063)	-0.063 (0.038)	-0.064 (0.051)	-0.0 (0.051)	-0.118§ (0.047)	0.006 (0.048)	1.9 (0.048)							
Short interval: < = 15 months	-0.012* (0.004)	-0.008 (0.004)	0.6 (0.004)	-0.012* (0.003)	-0.004 (0.002)	2.3 (0.002)	-0.003 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.004)	0.033 (0.042)	0.152* (0.066)	-1.5 (0.066)	-0.157* (0.038)	0.015 (0.051)	2.2 (0.051)	-0.114§ (0.048)	-0.038 (0.048)	1.1 (0.048)							
Sex composition of preceding siblings (Equal)	0.208* (0.005)	0.208* (0.005)	-0.0 (0.005)	0.201* (0.003)	0.217* (0.004)	3.3 (0.004)	0.196* (0.004)	0.192* (0.004)	0.192* (0.004)	1.905* (0.058)	2.082* (0.049)	1.8 (0.049)	2.087* (0.049)	2.271* (0.066)	2.3 (0.066)	1.859* (0.058)	1.959* (0.061)	1.2 (0.061)							
More males	0.000 (0.002)	-0.007* (0.002)	2.6 (0.002)	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	0.2 (0.001)	0.017* (0.002)	0.018* (0.002)	0.018* (0.002)	0.767* (0.029)	0.762* (0.051)	-0.1 (0.051)	0.775* (0.030)	0.809* (0.036)	0.7 (0.036)	0.891* (0.036)	0.963* (0.039)	1.3 (0.039)							
More females	0.001* (0.000)	0.001* (0.000)	3.6 (0.000)	0.001* (0.000)	0.000* (0.000)	-1.9 (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.022* (0.002)	-0.019* (0.003)	0.8 (0.003)	-0.022* (0.002)	-0.019* (0.002)	-0.4 (0.002)	-0.030* (0.002)	-0.032* (0.003)	-0.6 (0.003)							
Preceding sibling deceased (No)	-0.006* (0.001)	-0.007* (0.002)	-0.6 (0.002)	-0.006* (0.001)	-0.006* (0.001)	-0.1 (0.001)	-0.007* (0.002)	-0.008* (0.002)	-0.008* (0.002)	-0.047* (0.015)	-0.048 (0.025)	-0.0 (0.025)	-0.068* (0.014)	-0.065* (0.019)	0.1 (0.019)	-0.062* (0.020)	-0.082* (0.023)	-0.6 (0.023)							
Parity	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)	0.8 (0.000)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)	-0.1 (0.000)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)	0.001§ (0.000)	0.001 (0.000)	0.1 (0.000)	0.001§ (0.000)	0.001§ (0.000)	-0.4 (0.000)	0.001§ (0.000)	0.001§ (0.000)	0.8 (0.000)							
(Parity)																									
Maternal age at child's birth																									
(Maternal age at child's birth)																									

Notes: The standard errors (SE) are in parentheses underneath the corresponding coefficients (β). Reference categories are also in parentheses.

$$= \beta_{DHS} - \beta_{WFS} / \sqrt{(SE_{DHS})^2 + (SE_{WFS})^2}$$

* p < 0.01; § p < 0.05.

Overall, the selected variables explained between 16% (in Northern Sudan) and 33% (in Egypt) of the risk of mortality concentration within families. This figure increased slightly between the WFS and the DHS in all countries except Kenya and Côte d'Ivoire (where there was a reduction of the order of 6%) and Benin to some extent. The best-fitting models are those using DHS data for the countries of North Africa (33.3% in Egypt, 30.2% in Tunisia, 24.7% in Morocco) and Cameroon (24.8%). At the other extreme, both models for Sudan (16% with WFS and DHS data), the WFS in Cameroon (16.2%) and Côte d'Ivoire (19.2%) had the worst fit.

5.1. Determinants of mortality clustering in West Africa

The impact of the covariates on family clustering of mortality and the risk of having at least two deaths are presented in Table 3. For each country of this sub-region and for the two time periods, parental education, religious affiliation, migration status, type of place of residence, and contraceptive behavior are significant socioeconomic and behavioral predictors of child mortality concentration. For instance, controlling for all measured covariates, mortality-clustering risks diminish as access to education increases and the lowest levels of child mortality clustering are most likely found among families who never moved residence and have always lived in urban areas. Religion has more of an influence on the risk of multiple deaths than it does on mortality clustering. In general, Christian and Muslim women have a much lower risk both of multiple deaths and of mortality clustering than women of other religious affiliations. It is possible that the practice of their religion (if one can equate practice with affiliation) encourages the development of behavior favorable to their children's survival.

In a similar way, the positive role of migration in child survival also seems to be mediated by the new behavior patterns it engenders. In all countries of the sub-region, a rural exodus is the

most common form of migration, the city having greater appeal than the countryside. Women who leave their village tend to adopt the dominant urban cultural practices, such as modern healthcare and contraceptive methods, while preserving some customs from their rural past. Their intermediate position may well explain their position on the risk hierarchy of mortality clustering: generally lower than women from rural areas and higher than those raised in the city.

These findings suggest that living standards and general socioeconomic conditions play an important role in mortality clustering in Africa, as conjectured. The differences in the influences of these covariates are generally significant during the inter-survey interval for each country, indicating that changes in socioeconomic and behavioral attributes tend to have quite strong influences on mortality concentration risks.

In contrast, few of the bio-demographic variables show any significant modifications through time other than parity, maternal age at maternity and their quadratic terms which show significant non-linear effects in virtually all countries of the sub-region. Family concentration of mortality and multiple death risks are strongly correlated with the length of birth intervals preceding and following the birth of the target child in all countries of the sub-region. High concentration risks are attached to mothers whose children are born close together, a finding consistent with those of the majority of demographic studies (for a review, see Kuate-Defo, 1997). Short birth intervals (and short following conception intervals in particular) are significant positive risk factors of child mortality clustering in all countries and, in most cases, reinforce the positive relationship between lack of contraceptive use and increased levels of child mortality concentration; this bio-behavioral interaction operates to increase the odds of mortality concentration in families.

This sex composition of the preceding siblings shows strong and significant effects on mortality clustering in Senegal and Côte d'Ivoire at each point in time, but the differences in those effects hardly vary significantly over time; this may reflect the stability of cultural norms and practices regarding sibship. In most countries, mothers of children born into a predominantly female sibling group are less at risk of both clustering and multiple deaths. The same pattern emerges for predominantly male sibling groups, except that in this case. Does this imply that sexual discrimination is absent in the countries in this region, and that the same level of healthcare and nutrition are available for children of both sexes? It is possible for the mainly female groups of siblings that biological factors have a role to play, with girls having a greater resistance to infectious diseases than boys (United Nations, 1998).

As mentioned earlier, the survival of the preceding child, sometimes employed as a proxy for genetic factors, is one of the prime determinants of the mortality concentration and multiple death risks. Since the covariate's coefficient is significant even once birth spacing has been controlled, it points to the existence of an intrinsic effect of this variable which remains stable throughout the sub-region during the inter-survey period.

As expected, concentration risks and multiple death risks rise as parity rises, and fall as mother's age at birth increases. The significant squared terms of the two variables suggests a non-linear relation with the dependent variables in Côte d'Ivoire and Senegal. The positive sign associated with mother's age squared, in all countries, indicates that the relation is U-shaped.

5.2. Determinants of mortality clustering in Central and East Africa

Results of the analyses for Central and Eastern Africa are found in Table 4. As with the West African countries, the impact of bio-demographic covariates on mortality clustering and multiple death risk are generally stable through time.

Like in West African countries, in this sub-region parents' education helps lower the risk of mortality concentration and multiple deaths at each survey. The observed variability is in the expected direction. Religious affiliation engenders substantial disparities in concentration risks and, to a lesser degree, multiple death risks in the region. Throughout the region in general, being Christian or Muslim proved to be an important factor of protection for women. Never-migrating women and those living in urban areas are everywhere less at risk of mortality clustering though differences are not always significant. Mortality concentration risks are also much lower for women using contraception in all countries. Short birth intervals raise risks for both dependent variables. Sibling groups with mainly girls or mainly boys have the opposite effect, though not generally to a significant degree. As in West Africa, history of the death of the preceding sibling in the family is a good predictor of multiple mortality risks and concentration of child deaths, irrespective of country or time period. A rise in parity means a rise in both types of risk, while mother's age at birth is inversely related to the risks. In general, parity, maternal age at maternity and their quadratic terms have significant effects at both surveys, evidenced by a U-shaped relation with the dependent variables.

5.3. Determinants of mortality clustering in North Africa

Table 5 contains our findings on the covariate effects on mortality concentration risks and multiple death risks in North Africa.

Unlike in Sub-Saharan Africa, the influences of parents' education in determining risks of mortality clustering and multiple deaths are quite minor, except in Sudan and Tunisia. As noted above, these two countries do not have data for the 1990s, so that their estimates are not directly comparable to those of other countries of this sub-region since they belong to different length of time horizon. In North Africa, access to education is already so widespread that almost all women have some education. The strong impact of migration status and type of place of residence is an important finding in the region at least for Egypt where non-migrant women had higher levels of mortality concentration than migrant women in the past (WFS). The situation evolved so rapidly between the two surveys, that the opposite is now the case.

The impact of the bio-demographic variables has also evolved to a far greater extent in this region than elsewhere in Sub-Saharan Africa. Contraceptive use, birth spacing and the survival of the preceding child generally have a similar pattern to that found in the other African regions. In countries where the squared terms for parity and mother's age at birth are significant, the relationship with the dependent variables is consistently U-shaped. As anticipated, clustering risks rise with women's parity, and fall as maternal age at birth increases.

5.4. Contribution of socioeconomic, behavioral and bio-demographic covariates to child mortality clustering

Table 6 explores the contribution of the two groups of selected variables to the risk of multiple child deaths using OLS regression estimates (Panel A) and child mortality clustering using logistic regression estimates (Panel B).

Three models are estimated in each case: the first model includes only socioeconomic and behavioral covariates, the second only bio-demographic covariates and the third model is the most complete model involving the two groups of variables. Overall, the contribution of all measured variables varies from 16% in North Sudan (for both the WFS and DHS data) to 33% in Egypt (for the DHS data) in explaining the risk of multiple child deaths. There is no consistent trend in the magnitude of the explained variance by the fitted models between two consecutive surveys for the selected countries. The most robust finding is that in each country and for each time period, the contribution of bio-demographic factors outweighs (it is at least three times as high as) the contribution of socioeconomic and behavioral covariates in explaining the levels of mortality concentration in families. Panel B of Table 6 shows that the two groups of variables improve significantly the fit of the model to the data at hand; those variables are therefore worth using in documenting the influences on child mortality clustering in Africa.

Table 6 : Contributions of Socioeconomic, Behavioral and Bio-demographic Variables on Child Mortality Clustering in Africa

Variables	Benin		Ghana		Cote d'Ivoire		Senegal		Cameroon		Kenya		Rwanda		Egypt		Morocco		North Sudan		Tunisia		All 11 countries		
	WFS	DHS	WFS	DHS	WFS	DHS	WFS	DHS	WFS	DHS	WFS	DHS	WFS	DHS	WFS	DHS	WFS	DHS	WFS	DHS	WFS	DHS	WFS	DHS	
Panel A: Contributions Derived From OLS Regression Models																									
Total number of mother-child pairs	13650	18871	18208	13297	19304	25024	14061	26365	25533	12355	31159	23880	18902	20105	54704	18668	25517	13115	25804	18564	16462	225751		264080	
Socio-economic & behavioral characteristics only																									
Adjusted R-square	0.049	0.044	0.040	0.061	0.036	0.029	0.086	0.060	0.104	0.060	0.052	0.043	0.035	0.048	0.065	0.043	0.052	0.019	0.041	0.043	0.069	0.041	0.059	0.059	
F-Statistic [¶]	79.4	98.2	84.7	97.5	82.1	85.1	190.6	242.7	183.1	159.9	190.9	119.7	115.2	168.4	364	170.2	283.6	36.9	159.3	169.1	243.1	1929	3307		
Degrees of freedom	9	9	9	9	9	9	7	7	9	9	9	9	6	6	7	5	5	7	7	5	5	5	5	5	
Bio-demographic characteristics only																									
Adjusted R-square	0.193	0.200	0.178	0.186	0.175	0.165	0.157	0.180	0.121	0.195	0.184	0.182	0.187	0.185	0.247	0.198	0.213	0.143	0.142	0.240	0.291	0.178	0.200	0.200	
F-Statistic [¶]	362.8	526.4	438.3	338.0	454.4	550.2	291.0	645.5	391.2	333.0	783.8	593.1	483.9	507.2	1322	514.6	767.2	243.7	474.2	652.1	750.6	5428	7343		
Degrees of freedom	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	
Full model																									
Adjusted R-square	0.217	0.215	0.200	0.216	0.192	0.179	0.213	0.214	0.162	0.248	0.212	0.201	0.205	0.214	0.288	0.226	0.247	0.157	0.166	0.259	0.302	0.200	0.226	0.226	
F-Statistic [¶]	211.6	288.7	254.6	205.1	255.1	304.3	238.5	448.9	275.8	227.3	465.7	335.3	325.6	366.7	919.0	389.8	598.1	153.7	322.2	464.4	508.8	4020	5515.1		
Degrees of freedom	18	18	18	18	18	18	16	16	18	18	18	18	15	15	16	14	14	16	16	14	14	14	14	14	
Panel B: Contributions Derived From Logistic Regression Models																									
Number of children deaths within families	5933	7718	4606	3257	7714	7218	6900	8223	9884	3811	10888	4684	7972	7625	16375	7026	7371	3579	7062	5827	3317	85067		76014	
Socio-economic & behavioral characteristics only																									
-2 Log-likelihood	17800	24430	19492	13952	24618	28670	18131	30898	31811	13711	38380	22117	25019	25770	48119	23930	29514	14984	28842	22064	15125	287683	299204	17804	
Chi-square	890	1103	1104	854	1361	1397	1359	1828	2273	1557	1946	1525	753	918	1939	797	1165	391	1446	1037	1419	11447	17804		
Degrees of freedom	9	9	9	9	9	9	7	7	9	9	9	9	6	6	7	5	5	7	7	5	5	5	5	5	
Bio-demographic characteristics only																									
-2 Log-likelihood	12828	17345	15050	10447	18146	22018	14501	23575	25016	10743	30200	17332	18944	19128	32440	18017	21834	12440	24097	15464	10074	218387	225241		
Chi-square	5862	8187	5546	4359	7833	8050	4987	9151	9067	4525	10126	6311	6786	7561	17618	6709	8845	2935	6191	7637	6470	80700	91767		
Degrees of freedom	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	
Full model																									
-2 Log-likelihood	12317	17134	14593	10093	17837	21563	13520	22536	23796	9986	29411	16944	18648	18693	31414	17500	21151	12126	23549	15223	9981	214270	220566		
Chi-square	6373	8398	6002	4712	8141	8504	5968	10190	10288	5282	10915	6698	7082	7996	18644	7227	9527	3249	6739	7878	6562	84816	96442		
Degrees of freedom	18	18	18	18	18	18	16	16	18	18	18	18	15	15	16	14	14	16	16	16	14	14	14	14	

(¶) All F-statistics are significant at .001.

6. Conclusions

Our aim was to analyze levels, trends and determinants of the risks of mortality concentration and multiple deaths, experienced by families in Africa. Nationally representative data have provided some insight into the influences of these phenomena, by country and geographical region over time.

A clear picture emerged of the decline of mortality clustering within families in all selected countries, whatever the indicator employed, though at a rhythm and to a degree that varied from one country to another, and between sub-regions. Overall, mortality concentration risks in the North African countries, other than Sudan, are a good deal lower than in other areas of Africa, in part because of superior health care and better-regulated and lower fertility levels (Jain, 1998; National Research Council, 2000). As Figure 1 illustrates, Sub-Saharan Africa in no way constitutes the homogeneous unit that many comparative studies of continental sub-regions in developing countries would have us believe in. In West Africa, Ghana's situation is the most favorable, Benin's the least, although Senegalese families were even worse off in the 1970s, with approximately one woman in ten losing at least 60% of her offspring. In Central and East Africa, conditions in Kenya are better than elsewhere, and similar to those in the countries of North Africa - a paradoxical situation given that childhood mortality in Kenya is on the rise. Rwanda's plight is the least favorable, though Cameroon is not far behind. The descriptive analysis also revealed that progress came to a halt and even went into reverse in recent years in several African countries, particularly in Kenya, Cameroon and Morocco.

This study has demonstrated that the size of effects of bio-demographic covariates has altered little through time, in contrast to the socio-economic variable effect in some countries.

Fluctuations in the impact of the latter indicate that a certain dynamic exists in the structure of the relation with our indicators. This underlines the need to repeat studies at regular intervals, spaced sufficiently in time to identify the key elements for any strategy designed to reduce inequalities with regard to child mortality and mortality concentration within certain families. Irrespective of country and survey considered for analysis, this study also underscores the importance of biodemographic factors in explaining the extent of child mortality clustering more than socioeconomic and behavioral covariates. In general, contraceptive use, the survival status of the preceding child and birth spacing appear to be the principal determinants of mortality concentration and multiple death risks. Intervention should be directed towards families who have already lost a child, to sensitize them both to their increased risk of losing a second child, and to the need to adopt behaviors more propitious to child survival. Recurrent deaths in a sibling group can also indicate the existence of disease in the gene pool shared by brothers and sisters. An effort should also be made to popularize contraceptive use and its immediate effects – birth spacing and better fertility management within the family. International organizations have already introduced this type of intervention program in Africa, though usually with the objective of reducing fertility rather than improving the health of children and their mothers.

References

- Adams, J. (1990) Genetics and demography and historical information. In *Convergent issues in Genetics and demography*, eds J. Adams, A. Hermalin, and P. Smouse. Oxford University Press, New York, 3-13.
- African Population Policy and Research Center (APPRC). (1998) *Fertility Decline in Kenya: Levels, Trends and Differentials*. Population Council, Nairobi.
- Alzemat, M., M. Ayad and E.A. Housni. 1996. *Enquête de Panel sur la Population et la Santé (EPPS) 1995*. Ministère de la Santé Publique & Macro International Inc, Rabat/Calverton.
- Bicego, G. and O.B. Ahmad. (1996) Infant and child mortality. *Demographic and Health Surveys Comparative Studies* **20**. Macro International Inc, Calverton.
- Curtis, S.L. (1995) Assessment of the quality of data used for direct estimation of infant and child mortality in DHS-II surveys. *DHS occasional papers* 3. Macro International Inc, Calverton.
- Curtis, S.L., I. Diamond and J.W. McDonald. (1993) Birth intervals and family effects on postneonatal mortality in Brazil. *Demography* **30**, 33-43.
- Das Gupta, M. (1990) Death clustering, mothers' education and determinants of child mortality in rural Punjab, India. *Population Studies* **44**, 489-505.
- Das Gupta, M. (1997) Socio-economic status and clustering of child deaths in rural Punjab. *Population Studies* **51**, 191-202.
- Ederer, F., M.H. Myers and N. Mantel. (1964) Test for the existence of disease clustering in time and space. *Biometrics* **20**, 626-638.
- Finerman, R. (1994) 'Parental Incompetence' and 'Selective Neglect': Blaming the victim in child survival. *Social Science and Medicine* **40**, 5-15.
- Forste, R. (1994) The effects of breastfeeding and child mortality in Bolivia. *Population Studies* **48**, 211-229.
- Freire-Maia, N. (1984) Effects of consanguineous marriages on morbidity and precocious mortality : Genetic counselling. *American Journal of Medical Genetics* **18**, 401-406.
- Gray, R., H. Leridon and A. Spira (eds.). (1993) *Biomedical and Demographic Determinants of Reproduction*. Clarendon Press, Oxford.
- Guo, G. (1993) Use of sibling data to estimate family mortality effects in Guatemala. *Demography* **30**, 15-32.
- Guo, G. and G. Rodriguez. (1992) Estimating a multivariate proportional hazard model for clustered data using EM algorithm with application to child survival in Guatemala. *Journal of American Statistical Society* **87**, 969-976.
- Guo, G. and Grummer-Strawn. (1993) Child mortality among twins in less developed countries. *Population Studies* **47**, 495-510.
- Hill, K. and A. Pebley. (1989) Child mortality in the developing world. *Population and Development Review* **15**, 657-687.
- Hill, K. and D.M. Upchurch. (1995) Gender differences in child health : Evidence from the demographic and health surveys. *Population and Development Review* **21**, 127-151.
- Hobcraft, J. (1993) Women's education, child welfare and child survival : A review of Evidence, » *Health Transition Review* **3**, 159-175.
- Hyde, K. (1993) Sub-Saharan Africa. In *Women's Education in Developing Countries: Barriers, Benefits and Policies*, eds E.M. King and M.A. Hill. Johns Hopkins University Press, Baltimore.

- Islam, M.S., K. Mujibur-Rahman, K. Aziz, M.H. Mianur-Rahman, M.H. Minshi and Y. Patwari. (1982) Infant mortality in rural Bangladesh: An analysis of causes during neonatal and postneonatal periods. *Journal of Tropical Paediatrics* **28**, 294-298.
- Jain, A. (ed.). (1998) *Do Population Policies Matter? Fertility and Politics in Egypt, India, Kenya, and Mexico*. New York: Population Council.
- Khonde, N., J. Pepin, T., Niyonsenga and P. De Wals. (1997) Familial aggregation of trypanosoma brucei gambiense trypanosomiasis in a very high incidence community in Zaire. *Transactions of the Royal Society of Tropical Medicine and Hygiene* **91**, 521-524.
- Knox, E.G. (1964) The detection of space-time interaction. *Applied Statistics* **13**, 25-29.
- Kokole, O.H. (1994) The politics of fertility in Africa. *Population and Development Review* **20**, 73-88.
- Kuate-Defo, B. (1996) Areal and socio-economic differentials in infant and child mortality in Cameroon. *Social Science and Medicine* **42**, 399-420.
- Kuate-Defo, B. (1997) Effects of infant feeding practices and birth intervals on infant and child survival: a reassessment from retrospective and prospective data. *Journal of Biosocial Science* **29**, 303-326.
- Kuate-Defo, B. (1998) Fertility response to infant and child mortality in Africa with special reference to Cameroon. In *From death to birth: Mortality decline and reproductive change*, eds M. Montgomery and B. Cohen. National Academy Press, Washington DC, 254-315.
- Kuate-Defo, B. and K. Diallo. (1999) Family mortality clustering and mortality transition in Africa. *Proceedings of the Third African Population Conference*, Durban, 247-272.
- Lam, D., and P.E. Smouse. (1990) Heterogeneous Frailty analysis in demography and Genetics. In *Convergent issues in Genetics and demography*, eds J. Adams, A. Hermalin, and P. Smouse. Oxford University Press, New York, 97-109.
- Madise, N. and I. Diamond. (1995) Determinants of infant mortality in Malawi : an analysis to control for death clustering within families. *Journal of Biosocial Science* **27**, 93-106.
- Manda S.O.M. (1998) Unobserved Family and community effects on infant mortality in Malawi. *Genus* **LIV**, 143-164.
- Mason, K.O. (1997) Explaining fertility transitions. *Demography* **34**, 443-454.
- McMurray, C. (1997) Measuring excess risk of child mortality : An exploration of DHS-I for Burundi, Uganda and Zimbabwe. *Journal of Biosocial Science* **29**, 73-91.
- Meegama, A. (1980) Socio-economic determinants of infant and child mortality in Sri Lanka: an analysis of post-war experience. *WFS Scientific report* **8**.
- National Research Council. (1993) *The Epidemiological Transition*. National Academy Press, Washington DC.
- National Research Council. (2000) *Beyond Six Billion*. National Academy Press, Washington DC.
- Ott, J. (1990) Genetic interpretation of disease clustering. In *Convergent issues in Genetics and demography*, eds J. Adams, A. Hermalin, and P. Smouse. Oxford University Press, New York, 245-255.
- Patterson, C.C., D.J. Carson and D.R. Hadden. (1996) Epidemiology of childhood IDDM in Northern Ireland 1989-1994 : Low incidence in area with highest population density and most household crowding. *Diabetologia* **39**, 1063-1069.

- Ronsmans, C. (1995) Patterns of clustering of child mortality in a rural area of Senegal. *Population Studies* **49**, 443-461.
- Ronsmans, C. (1996) Birth spacing and child mortality in rural Senegal. *International Journal of Epidemiology* **25**, 989-997.
- Rose, G. (1992) *The Strategy of preventive medicine*. Oxford University Press, Oxford.
- Rustein, S.O. (1984) Infant and Child mortality: levels, trends and demographic Differentials. *WFS comparative studies* **24**.
- Sastry, N. (1996) Community characteristics, individual and household attributes, and child survival in Brazil. *Demography* **33**, 211-229.
- Sastry, N. (1997a) Family-level clustering of childhood mortality risk in Northeast Brazil. *Population Studies* **51**, 245-261.
- Sastry, N. (1997b) A nested frailty model for survival data, with an application to the study of child survival in Northeast Brazil. *Journal of American Statistical Association* **92**, 426-435.
- Schellenberg, J.A., J.N. Newell, R.W. Snow, V. Mung'ala, K. Marsh, P.G. Smith and R.J. Wayes. (1998) An analysis of the geographical distribution of severe malaria in children in Kilifi district, Kenya. *International Journal of Epidemiology* **27**, 323-329.
- Siegel, C., A. Davidson, K. Kafadar, J.M. Norris, J. Todd and J. Steiner. (1997) Geographic analysis of pertussis infection in an urban area: a tool for health services planning. *American Journal of Public Health* **87**, 2022-2026.
- Sullivan, J., G. Bicego, and O. S. Rustein. (1990) Assessment of the quality of data used for direct estimation of infant and child mortality in Demographic and Health Surveys. *DHS Methodological Reports* **1**, 115-140.
- Turshen, M. (1999) *Privatizing Health Services in Africa*. Rutgers University Press, New Jersey.
- United Nations. (1998) *Too Young To Die: Genes or Gender?* United Nations, New York.
- Waller, L.A., B.W. Turnbull, G. Gustafson, U. Hjalmars And B. Anderson. (1995) Detection and assessment of clusters of disease: An application to nuclear power plant facilities and childhood leukaemia in Sweden. *Statistics in Medicine* **14**, 3-16.
- Westoff, C. (1992) Age at marriage, age at first birth and fertility in Africa. *World Bank Technical paper* 169. The World Bank, Washington DC.
- Wolpin, K. (1997) Determinants and consequences of the mortality and health of infants and children. In *Handbook of Population and Family Economics*, eds M.R. Rosenzweig and O. Stark. Elsevier Science B.V., Amsterdam, 483-557.
- Zaba, B. and P.H. David. 1996. Fertility and distribution of child mortality among woman: an illustrative analysis. *Population Studies* **50**, 263-278.
- Zenger, E. 1993. Siblings neonatal mortality risks and birth spacing in Bangladesh. *Demography* **30**, 477-488.

Déterminants de la concentration familiale des décès en Afrique

Khassoum Diallo, étudiant au doctorat

Département de Démographie

Université de Montréal

&

Prof. Barthelemy Kuate-Defo

(Correspondence author)

Director, PRONUSTIC Research Laboratory

University of Montreal

C.P. 6128 Succursale Centre-Ville

Montreal H3C 3J7

Canada

Tel: 514-343-7611

Fax: 514-343-2309

Email: Barthelemy.Kuate.Defo@Umontreal.ca

Article soumis pour publication

Chapitre 3 : DÉTERMINANTS DE LA CONCENTRATION FAMILIALE DES DÉCÈS D'ENFANTS EN AFRIQUE

1. Introduction

La répartition des décès entre les familles et les communautés est fortement inégalitaire, quels que soient les niveaux et tendances de la mortalité des enfants. En effet, dans tous les pays, la grande majorité des familles n'enregistre aucun ou peu de décès alors qu'une minorité d'entre elles contribuent à une forte proportion aux décès observés. Cette concentration familiale de la mortalité semble cependant beaucoup plus marquée dans les pays en développement. En effet, dans certaines régions de l'Inde (Das Gupta, 1990) et du Brésil (Sastry, 1997), respectivement 62 % et 60 % de tous les décès d'enfants avaient lieu seulement dans 13% et 9% des familles. Des résultats similaires ont aussi été observés au Guatemala (Guo, 1993), au Kenya (Zaba et David, 1996), au Burundi (McMurray, 1997), au Sénégal (Ronsmans, 1995 et 1996) et dans de nombreux autres pays africains (Kuate-Defo et Diallo, 1999).

En dépit de cette multiplicité des travaux menés par des chercheurs de diverses disciplines des sciences sociales et biomédicales, les déterminants de cette concentration familiale des décès sont encore mal connus. En effet, la conceptualisation et la mesure du phénomène demeurent toujours problématiques du fait de la diversité et des limites des indicateurs et des méthodes d'analyse utilisés.

Dans cette étude, nous nous intéressons à la mortalité des enfants au niveau familial⁵, à savoir, l'expérience d'une famille en matière de mortalité de ses enfants. Notre principal objectif

⁵ Nous assimilerons dans la suite du texte la famille et le couple.

est d'identifier l'influence des principales caractéristiques familiales et communautaires sur cette répartition fortement inégale de la mortalité entre les familles africaines.

Ce travail sera divisé en cinq sections. La première esquisse les grandes lignes d'un modèle explicatif de la concentration des décès en Afrique. La seconde est une contribution méthodologique à l'analyse du phénomène. La troisième est relative aux données et méthodes d'analyse qui seront utilisées. La quatrième section présente les résultats obtenus. La dernière section sera consacrée à la synthèse et aux discussions.

2. Concentration des décès en Afrique : Vers un modèle explicatif

Une des spécificités de l'étude de la concentration de la mortalité est qu'elle tente d'identifier un risque collectif des frères et sœurs, nichées dans des familles qui, elles mêmes, sont nichées dans des communautés et régions géographiques plus ou moins restreintes. La mortalité d'une fratrie est donc influencée par les caractéristiques individuelles et collectives des membres de leur famille ainsi que celles des communautés dans lesquels elle vit. L'approche multi-niveaux semble mieux adaptée à l'étude d'une telle situation (Courgeau et Baccaïni, 1997; DiPreete et Forristal, 1994 ; Goldstein, 1995). Une bonne analyse de la concentration familiale de la mortalité devrait donc tenir compte à la fois du caractère multi-niveaux des facteurs et de la nature de ces derniers. Parmi les types de facteurs qui peuvent être retenus figurent les facteurs socio-économiques et culturels, les facteurs bio-démographiques, les facteurs génétiques et les facteurs comportementaux et environnementaux. Dans cette section, nous présentons les principaux facteurs individuels, familiaux et communautaires susceptibles d'entraîner de fortes inégalités devant la mort. Le schéma des relations hiérarchisées est illustré à la figure 2.

2.1. Facteurs au niveau de l'enfant et de sa mère

De nombreux travaux sur la mortalité des enfants la concentration des décès ont conclu à l'existence d'une relation négative entre la longueur de l'intervalle intergénéral et le phénomène étudié. Des intervalles courts contribuent à accroître le risque de décès de deux enfants successifs (pour une synthèse, voir Ronsmans, 1995; Zaba et David, 1996). Les raisons généralement avancées sont, entre autres, la compétition pour l'alimentation, les soins et les autres ressources du ménage, l'arrêt brutal de l'allaitement, le syndrome d'épuisement maternel.

La parité et l'âge de la mère à la naissance de l'enfant sont parmi les variables bio-démographiques les plus citées dans la littérature sur la concentration des décès. Le risque de concentration serait positivement corrélé à la parité, les femmes multipares étant plus exposées que les femmes ayant peu d'enfants. *Ceteris paribus*, on s'attend à ce qu'un âge élevé de la mère à la naissance corresponde à une parité élevée et donc, une concentration élevée.

Le sexe de l'enfant et par conséquent la composition sexuelle de la fratrie peuvent jouer un rôle important dans l'explication des risques de concentration des décès. En effet, si pour des raisons biologiques on remarque une meilleure survie des filles, dans de nombreuses sociétés, la préférence plus ou moins affichée pour les garçons entraîne souvent un surmortalité des filles pour raisons de négligence quant à leur soins alimentaires et sanitaires.

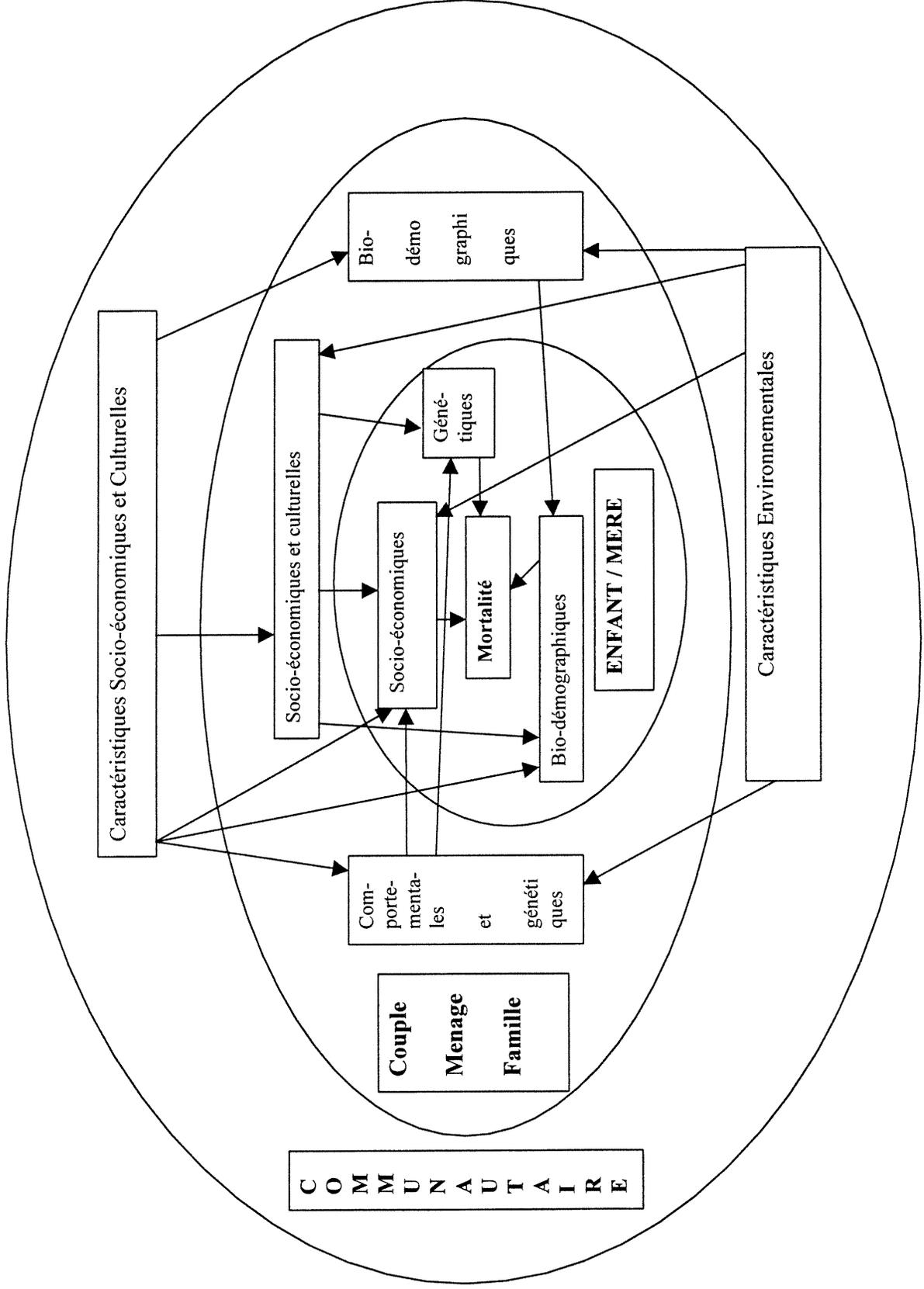
2.2. Facteurs relatifs au couple

La concentration familiale de la mortalité peut s'expliquer en grande partie par les facteurs socio-économiques, culturels, bio-démographiques, comportementaux et génétiques relatifs à la famille.

L'éducation de la mère est considérée comme étant l'un des principaux facteurs socio-économiques de la mortalité des enfants (Hobcraft, 1993; Caldwell, 1979) et de la concentration familiale des décès (Das Gupta, 1990), même si son impact est à relativiser (Finerman, 1994). Les chercheurs admettent généralement que l'amélioration des niveaux d'éducation tend à réduire les niveaux de concentration familiale des décès (Madise et Diamond, 1995 ; Das Gupta, 1997) parce que les femmes scolarisées ont un meilleur accès aux thérapies et à la contraception modernes. De plus, elles commencent en général plus tardivement la procréation, évitant ainsi les effets néfastes de la fécondité précoce sur la survie des enfants (National Research Council, 1989). L'éducation peut aussi stimuler le développement des capacités individuelles, réduire le sentiment de la fatalité, renforcer le recours à la bonne information (Levine et al., 1991) et favoriser un meilleur équilibre en matière d'autorité dans les décisions entre les conjoints (Elo et Preston, 1996).

L'éducation du conjoint n'a pas fait l'objet d'une grande considération dans la plupart des travaux sur la mortalité des enfants. On sait pourtant que, dans la plupart des pays en développement, le rôle du conjoint est prédominant dans les décisions en matière de reproduction, de recours thérapeutique et de contraception au sein de la famille (Thomsom, 1997 ; Manda, 1998). Un couple scolarisé a tendance à être plus ouvert à la discussion et à la pratique de la planification familiale (PF) qui sont des déterminants importants de la pratique contraceptive et de l'espacement des naissances (Lasee et Becker, 1997 ; Ezeh, 1997), favorables à une meilleure survie de leurs enfants.

Figure 2 : Cadre conceptuel de l'analyse de la mortalité des enfants dans un contexte multi-niveaux



L'impact de la planification familiale sur la survie des enfants a fait l'objet de nombreuses études à la suite de la conférence de Nairobi (United Nations, 1987) et des travaux et discussions de Bongaarts (1987), Trussell (1988) et Potter (1988). La pratique contraceptive détermine en grande partie le calendrier de la reproduction des familles et par conséquent les risques de concentration des décès de leurs enfants. D'un côté, elle peut favoriser la survie des enfants d'une famille en réduisant la fécondité aux âges à risques (adolescence et âge avancé) et le nombre de naissances rapprochées. De l'autre côté, la planification familiale mal pratiquée, peut malheureusement contribuer à une baisse de la durée d'allaitement (Palloni et Millman, 1986; VanLandingham et al., 1991) et donc de l'aménorrhée post-partum. Elle peut donc réduire la longueur des intervalles entre naissances et accroître les risques de décès des enfants.

Parmi les facteurs bio-démographiques, il convient de relever l'importance de la parité atteinte, de l'âge de la femme, des intervalles intergénéraliques. Les chercheurs de diverses sciences sociales et bio-médicales s'accordent à reconnaître les conséquences néfastes pour une femme et ses enfants des naissances nombreuses et rapprochées, d'une procréation pendant l'adolescence et à un âge avancé (Miller et al., 1992 ; Koenig et al., 1990 ; National Research Council, 1989). Les naissances rapprochées peuvent être néfastes pour les deux enfants qui se suivent. Pour l'aîné, la conception de son frère peut causer un sevrage brutal et une malnutrition car les aliments de remplacement ne sont pas toujours suffisamment riches et adéquats pour couvrir ses besoins nutritionnels. Pour le second, sa conception serait survenue très tôt, alors que sa mère n'a pas récupéré toutes ses forces perdues lors de sa grossesse passée. Cela peut entraîner une insuffisance pondérale à la naissance ou même des malformations. L'âge de la femme peut lui aussi jouer un rôle important dans les risques de concentration de la mortalité. En raison, entre autres, de l'immaturation physiologique et de l'inexpérience en matière de prise en charge des

enfants, les enfants des mères adolescentes sont exposés à des risques de décès plus élevés que ceux des autres femmes. De même, la concentration des décès chez les femmes âgées pourrait s'expliquer par le syndrome d'épuisement maternel et la compétition entre frères et sœurs pour les ressources maternelles qui seraient à l'origine de nombreuses prématurités, malformations congénitales, insuffisances pondérales et malnutritions (Madise et Diamond, 1995 ; Ghubhaju et al., 1991).

Les comportements alimentaires, sanitaires et reproductifs des couples ont fait l'objet d'une grande attention de la part des chercheurs (e.g. Finerman, 1994 ; Kuate Defo, 1997). D'après Das Gupta (1990), la concentration de la mortalité peut être déterminée dans une grande mesure par les compétences des parents en matière de prise en charge de leurs enfants. Cependant, cet argument devrait être relativisé dans le contexte africain, surtout en milieu rural, en raison de la nature collective de cette activité et l'implication des personnes âgées pour assister les jeunes mères inexpérimentées. L'espace court des naissances, la meilleure considération des enfants de sexe masculin dans certaines régions, qui fait que la santé des petites filles est souvent négligée, le non-recours à la vaccination et à la médecine moderne et la consultation des guérisseurs traditionnels sont autant de facteurs susceptibles de favoriser les risques de multiples décès au sein de certaines familles. Ces risques dépendent aussi de la valeur accordée à l'enfant et de la perception que les parents ont de la maladie de leurs enfants (Cantrelle et Locoh, 1989). Cette perception dépend souvent de la religion qui confère à la famille certains comportements, attitudes et pratiques face à la maladie et la fécondité. On s'attend par exemple à ce que les femmes adeptes des religions locales aient une conception plus traditionnelle des maladies et qu'elles aient davantage recours au guérisseur qu'au médecin, donnant ainsi à ses enfants des produits dont la préparation et le dosage ne sont pas toujours adéquats.

La concentration de la mortalité peut également s'expliquer par des facteurs génétiques. La surmortalité des jumeaux par rapport aux autres enfants est unanimement reconnue (Guo et Grummer –Strawn, 1993). Par ailleurs, certaines femmes qui ont du mal à mener une grossesse à terme et sont plus susceptibles d'avoir des malformations congénitales ou des enfants au poids insuffisant. De même, les enfants issus des mariages consanguins par exemple auront tendance à développer les mêmes maladies d'origine génétique, comme les malformations congénitales accroissant ainsi les risques de concentration des décès de leurs mères (Ronsmans, 1995 ; Freire-Maia, 1984). Dans de nombreuses familles, les caractères génétiques partagés par les enfants sont souvent à l'origine de nombreuses maladies héréditaires comme l'hématie falciforme. Certains caractères génétiques accroissent aussi la susceptibilité à certaines infections (Childs et al., 1992).

2.3. Facteurs liés au ménage et à la famille

La concentration familiale de la mortalité peut aussi s'expliquer par le statut socio-économique et l'environnement du ménage. L'«excès de mortalité» des enfants de certaines familles ou communautés est souvent liée à la pauvreté de celles-ci. Les conditions de vie difficiles, la promiscuité, le manque d'hygiène, un habitat inadéquat et l'accessibilité géographique et surtout financière difficile aux soins modernes par certains ménages expliquent souvent la malnutrition de leurs enfants et le développement par contamination de certaines maladies infectieuses et parasitaires au sein de la famille. Le revenu des ménages peut en partie déterminer le niveau de mortalité de ses enfants. Dans un ménage « riche » les enfants ont plus de chance d'avoir accès à une alimentation plus saine et leurs mères pourraient disposer de plus de temps pour leur entretien (Kuate Defo, 1994).

L'accès à l'eau potable, devenu de plus en plus difficile, favorise le développement des maladies diarrhéiques et de la rougeole qui contribuent fortement à l'accroissement des risques de concentration familiale de la morbidité et de la mortalité (Khondé et al., 1997; Aaby, 1988). Les caractéristiques de l'habitat sont quant à elles étroitement liées à la transmission des maladies infectieuses (Feachem and Jamison, 1991). Dans les grandes concessions rurales africaines, plusieurs ménages partagent les mêmes toilettes, si elles existent, et la même cuisine. Certaines pièces servent à la fois de cuisine et de chambre à coucher. Vivant dans un tel environnement, les enfants meurent invariablement d'une maladie ou d'une autre (hypothèse de la mortalité de remplacement), en dépit des efforts fournis pour les vacciner contre une maladie spécifique (Kasongo Team Project, 1981). En effet, le statut nutritionnel des enfants qui ont survécu à la rougeole par exemple, est si mauvais qu'ils restent plus vulnérables aux autres maladies.

Dans la mesure où l'accès aux soins, les niveaux d'éducation et la pratique contraceptive semblent plus élevés en milieu urbain, le milieu de résidence du couple peut déterminer les niveaux de concentration des décès au sein des familles.

2.4. Facteurs liés à la communauté

De nombreuses recherches ont montré que ce sont les facteurs socio-économiques, culturels et environnementaux qui influencent principalement les variations intercommunautaires des risques de mortalité des enfants et de concentration familiale des décès (Manda, 1998; Matteson, 1997; Sastry, 1996). On reconnaît que les enfants et leurs familles sont soumis à de nombreux risques communs inhérents aux conditions de vie de leur communauté d'appartenance. La disponibilité et l'accessibilité des infrastructures socio-sanitaires telles que les structures sanitaires et scolaires, les systèmes de communication et de transports nécessaires à l'évacuation

des malades déterminent également l'accès aux soins et à la scolarisation qui est un déterminant important de la santé des familles. Il en est de même du milieu de résidence (urbain ou rural) et, de la disponibilité et de l'accessibilité à l'eau potable.

Les modèles culturels dominants en vigueur dans la communauté sont aussi susceptibles d'influencer directement ou indirectement (à travers les variables familiales) la surmortalité des enfants de certaines familles. Par exemple, les normes matrimoniales et reproductives, en vigueur dans certaines communautés, peuvent favoriser une nuptialité et une fécondité précoces chez de nombreuses femmes, des naissances rapprochées ou encore des mariages consanguins (Ronsmans, 1995, 1996). Les différences climatiques et saisonnières sont aussi des facteurs importants de morbidité et de mortalité au niveau régional, surtout dans les pays tropicaux (Muhuri, 1996). Dans la zone sahélienne d'Afrique par exemple, la saison sèche entraîne de nombreux vents de poussière qui favorisent le développement de la méningite et des maladies respiratoires aiguës (Cantrelle et Locoh, 1989). En revanche la prévalence et la létalité de certaines maladies comme le paludisme se font plus sentir durant la saison humide, là où les précipitations sont plus importantes et l'évacuation des eaux stagnantes plus difficile (Kuate-Defo, 1995).

D'autres niveaux d'intervention des facteurs peuvent être définis. La région de résidence, le niveau macro-social comme le pays qui définit le contexte socio-politique déterminant les actions sanitaires à mener et la distribution des infrastructures et des ressources peuvent être considérés (Cantrelle et Locoh, 1989)

3. Méthodologie générale

3.1. Modèles utilisés pour l'estimation de la concentration de la mortalité

D'une manière générale, les modèles d'estimation de la concentration de la mortalité partent tous d'un modèle général qui pourrait s'écrire comme suit :

$$Y = F(E, P, M, C, I) \text{ avec,}$$

Y = Mesure de la concentration ; E = Caractéristiques de l'enfant ; P = Caractéristiques des parents ou de la famille ; M = Caractéristiques du ménage ; C = Caractéristiques communautaires ; et I = Effets d'interaction des caractéristiques dans le cas des modèles multiplicatifs. La plupart des chercheurs se sont limités aux caractéristiques relatives à l'enfant et à ses parents, commettant ainsi ce qu'on appelle « l'erreur atomiste » car ils ignorent ainsi le contexte dans lequel évoluaient ceux-ci au moment de la réalisation du phénomène étudié (Courgeau et Baccaïni, 1997) .

Les différentes distributions choisies par les auteurs dépendent des spécificités de celles-ci qui tiennent essentiellement compte de la nature et l'allure de la variable dépendante, des données disponibles et des hypothèses à tester. Elles sont généralement basées sur la comparaison entre les distributions théoriques en l'absence de concentration et les distributions observées. Sastry (1997) a utilisé la distribution Gamma en raison de son allure plus flexible, d'autres, plus nombreux ont utilisé les distributions binomiale et/ou binomiale négative qui seraient plus adaptées à l'étude de la concentration des décès si l'on tient compte de la parité et l'hypothèse de remplacement (Curtis et al., 1993 ; Ronsmans, 1995 et 1996 ; Das Gupta 1996 ; Zaba et David, 1996). D'autres auteurs ont utilisé la distribution logistique, selon la nature postulée de leur variable dépendante (e.g. Das Gupta, 1990 ; McMurray, 1997).

Les approches utilisées peuvent être classés en trois grandes catégories. La première approche consiste à choisir l'enfant comme unité d'analyse et à lui rattacher toutes les autres caractéristiques (Das Gupta, 1990 ; Hobcraft et al., 1983). Dans un tel cas, on ne tient compte ni des niveaux d'intervention des différents facteurs, ni de la variabilité qui existe entre les variables de différents niveaux.

La seconde approche améliore la première en considérant la variation des risques de décès entre les familles. L'hypothèse de base de cette approche est que chaque famille connaît un risque spécifique fixe de mortalité de ses enfants, indépendant de celui des autres familles (e.g. Zenger, 1993 ; Guo, 1993). Sa formulation pourrait s'écrire de la sorte :

$$Y = F(E, P, M, C, I) + e_i$$

avec e_i , l'effet aléatoire qui représente les différences de mortalité entre les familles. Bien que l'hétérogénéité inter-familiale soit prise en compte dans cette approche, on ne peut ni attribuer de façon précise la variabilité e_i à un paramètre précis, ni tenir compte de la forte corrélation qui existe entre les familles d'une même communauté.

La dernière approche essaye quant à elle, grâce à l'analyse multi-niveaux, d'attribuer et de répartir cet effet aléatoire aux variations des caractéristiques des différents niveaux, par la prise en compte de la hiérarchie des variables dans l'analyse. Dans le cas d'un modèle à quatre niveaux par exemple, la formulation peut être la suivante :

$$Y_{ijkl} = F(E_{ijkl}, P_{jkl}, M_{kl}, C_l, I) + H(e_{ijkl}, u_{jkl}, v_{kl}, w_l)$$

Où e_{ijkl} est la variation aléatoire entre les enfants d'une famille j du ménage k résidant dans une communauté l ; u_{jkl} la variation aléatoire entre les familles d'un même ménage et d'une même communauté ; v_{kl} la variation aléatoire entre les ménages d'une même communauté ; et w_l la variation aléatoire entre communautés. On voit que tous ces effets aléatoires (e_{ijkl} , u_{jkl} , v_{kl} , w_l) sont dissous dans e_i de la seconde approche, surestimant ainsi l'effet familial de la mortalité. Dans le cas de cette étude, nous utiliserons cette dernière approche pour les raisons supplémentaires énumérées ci-après.

3.2. Pourquoi l'approche multi-niveaux ?

La connaissance et la prise en compte du niveau d'intervention des facteurs sont importantes pour une bonne interprétation des résultats. Pour bien mesurer les niveaux et déterminants de « l'excès de mortalité des enfants » expérimenté par certaines familles et communautés, il convient de tenir compte aussi bien des caractéristiques propres des familles étudiées que de celles de leur communautés et même de leur pays d'appartenance. L'analyse multi-niveaux est une méthodologie d'analyse des données hiérarchiques permettant de prendre en compte explicitement la variabilité associée à chaque niveau de la hiérarchie. Elle fait l'objet d'une utilisation de plus en plus grande dans les différentes disciplines des sciences sociales et biomédicales (par ex., Entwistle et al., 1996; Kuate Defo, 1998; Matteson et al., 1998). Dans cette étude, deux raisons majeures militent en faveur de l'utilisation de cette approche.

Premièrement, plusieurs études ont montré que les analyses statistiques classiques de la mortalité des enfants, basées sur l'hypothèse de l'indépendance des observations, ne sont pas adaptées à l'étude de la concentration, en raison de la corrélation qui existe entre les risques de décès des enfants d'une même famille, d'un même ménage ou d'une même région. Les

problèmes que pose l'application de l'hypothèse d'indépendance ont été soulignés par de nombreux auteurs (par ex., Guo et Rodriguez, 1992; Sastry, 1997; Manda, 1998) qui ont montré que le principal biais inhérent à cette hypothèse provenait de la sous-estimation des écarts-type, qui entraîne une mauvaise délimitation des intervalles de confiance des paramètres estimés. Par conséquent, un facteur peut être considéré comme non-significatif alors qu'il l'est en réalité. Or, le propre de l'étude de la concentration est qu'elle porte sur des frères et sœurs nichés au sein des familles qui, elles-mêmes, sont nichées dans des communautés. Les observations des enfants d'une même famille, qui partagent les mêmes caractères génétiques hérités des parents (Ott, 1990) et sont exposés au même environnement familial et communautaire (Patterson et al., 1996), ne peuvent par conséquent pas être considérées comme indépendantes. L'approche multi-niveaux permet de tenir compte de cette dépendance entre les enfants d'une même famille. De même, en utilisant uniquement l'enfant comme unité d'analyse de base, on ne tient pas compte de toute l'information disponible à travers l'histoire reproductive et l'expérience d'une mère ou d'une famille en matière de mortalité de ses enfants. En revanche, en considérant l'enfant, la mère, la famille et la communauté, on travaille sur un risque partagé basé sur des histoires génésiques et un contexte particulier. Cela permettra également de fournir aux planificateurs de la santé une meilleure visibilité des groupes à risque.

Deuxièmement, de nombreux chercheurs soulignent la nécessité de considérer le niveau communautaire dans l'analyse de la mortalité et de la concentration des décès. Les enfants et leurs familles, vivant dans une même communauté, sont exposés à un climat, un environnement physique, des infrastructures et des agents pathogènes identiques. Ces familles adoptent en général des comportements et pratiques similaires, hérités de leur processus de socialisation et des modèles culturels dominants en vigueur dans leur communauté. On peut donc valablement

s'attendre à ce que la concentration des décès varie d'une communauté à l'autre. Les facteurs communautaires donnent en outre une bonne idée de la répartition spatiale des décès. De même, en ignorant le niveau communautaire, l'effet des facteurs familiaux tend à être surestimé (Sastry, 1997; Guo et Rodriguez, 1992).

La prise en compte du contexte multi-niveaux semble donc nécessaire pour une meilleure compréhension des mécanismes entraînant cette forte hétérogénéité de la mortalité entre les familles et communautés. Pour une description théorique de cette méthode, voir Van Den Eeden et al (1990), Bryk and Raudenbush (1992), Goldstein (1995), Dipreete et Forristal (1994), Courgeau et Baccaïni (1997).

3.3. Problème de l'endogénéité

Tout comme pour les études de la mortalité des enfants, la recherche sur la concentration des décès est confrontée à l'endogénéité des variables explicatives, même si ce phénomène n'est pas souvent évoqué dans les écrits. La plupart des variables explicatives retenues reflètent généralement les caractéristiques des unités d'analyse au moment de la collecte des données et non celles qui prévalaient au moment de la réalisation de l'événement étudié. Aucune information ne permet d'isoler l'effet intrinsèque de ces caractéristiques du moment sur la variable étudiée et, surtout, de connaître l'antériorité des variables explicatives par rapport à celle-ci. Par exemple, la pratique contraceptive réduit sensiblement les risques de concentration des décès d'une femme grâce aux effets protecteurs d'un espacement adéquat des naissances et d'une réduction de la procréation aux âges à risques. Toutefois, une femme peut décider d'utiliser la contraception du fait de naissances rapprochées qui sont la cause de décès multiples. De même, dans une communauté, la présence d'une structure sanitaire est un facteur important de la survie

des enfants. Cependant, le centre de santé peut avoir été construit après le constat d'une surmortalité des enfants de la zone. Pour contourner ce phénomène, deux approches peuvent être utilisées. La première consiste à ne travailler que sur les dernières années, en faisant l'hypothèse d'une stabilité des caractéristiques des unités d'analyse au cours de la période (e.g. Manda, 1998). La seconde que nous utilisons dans ce texte consiste à catégoriser les variables potentiellement endogènes de telle sorte qu'un couple ou une femme appartienne définitivement à une catégorie donnée de la variable explicative avant la survenue du phénomène étudié.

3.4. Indicateurs de mesure de la concentration

La mesure du phénomène est l'un des principaux problèmes que rencontrent les analystes de la concentration de la mortalité. Certains chercheurs se sont limités à distinguer les femmes qui ont perdu au moins deux enfants des autres femmes, les premières étant considérées comme expérimentant une concentration des décès (e.g. Das Gupta, 1990). D'autres chercheurs ont tenté d'estimer la proportion que représentent les pertes de ces femmes par rapport à l'ensemble des décès (Meegama, 1980; Sastry, 1997; McMurray, 1997). Si ces indicateurs donnent une idée de la concentration des décès, ils ne tiennent pas compte de la parité et de l'âge de la femme, mais aussi et surtout du niveau de la mortalité dans le pays. Une femme ayant une parité élevée peut perdre deux ou trois enfants sans pour autant être classée dans la catégorie des femmes à forte concentration. Par exemple, deux femmes qui ont perdu chacune deux enfants ne peuvent valablement pas être comparées si l'une a une parité supérieure à 10 enfants et l'autre n'a eu que deux enfants.

Pour tenir compte de la parité des femmes nous avons créé une variable nommée CONCENT, qui est la proportion des enfants décédés selon la parité de chaque femme. Elle

représente le rapport entre le nombre de décès et celui des naissances vivantes de chaque femme. Cette variable, qui est de nature dynamique et qui suit la femme dans sa vie reproductive, a l'avantage de tenir aussi bien compte du nombre d'enfants décédés que de la parité atteinte de la femme. Une description sommaire de la variable a permis de déceler une forte asymétrie, l'absence d'une allure régulière de sa courbe, ainsi que l'existence des pics dus à la nature discrète de la parité. Pour éviter certains biais d'estimation qui pourraient en découler, nous avons choisi de travailler sur des intervalles en créant différentes catégories. A partir de cette variable, nous avons retenu deux indicateurs.

Le premier indicateur CONCGROUP consiste en la répartition des couples en quatre groupes selon le niveau de concentration : aucune concentration (0%), faible concentration (moins de 20%), concentration moyenne (20-59%) et forte concentration (60% et plus). Ces catégories exclusives permettent d'estimer les niveaux de concentration des couples et surtout de comparer les pays entre eux. Cependant, cet indicateur ne tient pas compte du niveau général de concentration à l'intérieur d'un pays. Ainsi, une femme qui perd le tiers de ses enfants pourrait appartenir à la catégorie de forte concentration au Kenya alors qu'elle serait considérée comme ayant une concentration moyenne par exemple dans les deux autres pays. Pour pallier cette lacune du premier indicateur et classer chaque couple en fonction du niveau de concentration effectif dans son propre pays, nous avons créé un second indicateur de concentration CONC165 à partir de la moyenne et de l'écart-type de chaque pays de la proportion des enfants décédés par femme dans chaque pays.

D'après la théorie statistique, en cas de répartition normale d'une distribution, 90% des cas se trouvent à l'intérieur de l'intervalle centré sur la moyenne et d'amplitude égale à 1,65 fois

l'écart-type. On peut donc considérer que toutes les femmes qui se situent au delà de cette limite expérimentent une concentration de la mortalité supérieure à la norme de leur pays. Ainsi nous avons créé une variable dichotomique CONC165 qui prend la valeur 1 si la femme se situe au delà de cette limite et 0 sinon. Cette variable sera notre variable dépendante. Son choix se justifie par le fait qu'il existe un niveau minimal de mortalité dans tous les pays, même en cas de répartition plus ou moins égalitaire des risques de décéder, comme c'est le cas dans les pays développés.

3.5. Hypothèses

Dans ce travail, nous testerons quelques hypothèses portant sur la nature et l'importance attendues des déterminants de la concentration familiale des décès d'enfants en Afrique. On convient généralement que la négligence des facteurs comportementaux (Das Gupta, 1990), environnementaux (Kuate Defo, 1996 ; Sastry, 1996) et génétiques (Guo, 1993) réduit considérablement les possibilités d'explication des variations de la concentration familiale de la mortalité. Or, la plupart des chercheurs se sont limités aux caractéristiques socio-économiques et biologiques. En outre, en dépit de la considération de certaines variables socio-économiques au niveau familial, certaines caractéristiques importantes ont été négligées en raison sans doute des limites des données disponibles et des problèmes de mesure. Nous pensons plus spécifiquement à la pauvreté des familles et des communautés. Par ailleurs, la fécondité et la nuptialité précoces des conjoints, la pratique contraceptive et la communication en matière de planning familial entre conjoints, les intervalles intergénéraliques et la parité, devraient contribuer de façon importante à l'explication de cette forte hétérogénéité des risques de décès entre familles. En résumé, nous testons les hypothèses selon lesquelles :

- (i) Le risque de concentration des décès est plus élevé chez les femmes ayant des naissances généralement rapprochées ;
- (ii) Le risque de concentration des décès est plus élevé chez les couples dont les conjoints sont analphabètes ;
- (iii) Le risque de concentration des décès est plus élevé chez les couples dont les conjoints n'utilisent pas la contraception ;
- (iv) Le risque de concentration des décès est plus élevé chez les couples non chrétiens ;
- (v) Le risque de concentration des décès est plus élevé chez les couples dont les conjoints ne discutent pas de la contraception ;
- (vi) Le risque de concentration des décès est plus élevé quand la nuptialité est précoce ;
- (vii) Le risque de concentration des décès est plus élevé chez les femmes plus âgées et chez celles qui ont des parités élevées ;
- (viii) Le risque de concentration des décès est plus élevé dans les ménages pauvres et dans ceux n'ayant pas accès à l'eau potable.

4. Données

4.1. Données utilisées

L'analyse de la concentration familiale de la mortalité nécessite une bonne utilisation des données disponibles au niveau des pays. Nous avons choisi de travailler sur les données des fichiers de couple, qui ont l'avantage de contenir des informations sur les enfants et leurs parents. Ces dernières sont renforcées par les informations recueillies tant au niveau du ménage qu'au niveau de la communauté. La communauté est représentée par la commune ou par la sous-préfecture⁶ (petite subdivision administrative). Les données de couples sont d'une richesse incomparable quant il s'agit d'étudier un phénomène au niveau de la famille. Les conjoints partagent généralement de nombreux aspects de la vie tels que certaines attitudes, comportements et désirs, surtout en matière de fécondité et de contraception (Thomson, 1983), même si, dans le contexte africain, l'avis de l'homme est en général prédominant.

⁶ Au Kenya, c'est le district qui est considéré comme unité communautaire.

L'étude se fera sur une base comparative des données d'Enquêtes Démographiques et de Santé de trois pays, qui présentent l'avantage de représenter chacun une sous-région africaine distincte. Le Bénin (EDS, 1996) pour l'Afrique de l'Ouest, le Cameroun (EDS, 1991) représente l'Afrique centrale et le Kenya (EDS, 1993) pour l'Afrique orientale. Ces enquêtes contiennent des histoires génésiques fiables couvrant au moins les trois dernières décennies, permettant ainsi de saisir la diversité du phénomène sur le continent et de dégager des tendances générales réelles, indépendantes des contextes nationaux, mais aussi de voir les différences inhérentes aux réalités nationales. De façon générale, les données collectées par les EDS ont été jugées pertinentes et de bonne qualité (Bicego et Ahmad 1996 ; Sullivan et al. 1990 ; ou Curtis, 1995).

4.2. Sélection des couples

On ne peut valablement parler de concentration des décès chez une femme ou dans une famille que si celle-ci a au moins deux enfants car la prise en compte des femmes unipares entraînerait nécessairement des biais d'estimation inhérents à l'asymétrie très marquée de leur concentration (0% ou 100%). Nous avons en outre exclu toutes les femmes qui ont eu des jumeaux pour deux raisons : (i) le risque de décéder des jumeaux est significativement plus important que celui des enfants singletons (Guo et Grummer-Strawn, 1993); (ii) leurs mères sont plus à risque que les autres femmes d'avoir une forte concentration des décès. Par exemple, Rustein (1984) a trouvé que les jumeaux représentent moins de 2 % des naissances et près de 10 % des décès. Enfin, dans la mesure où de nombreux travaux d'évaluation des données relatives à la fécondité et à la mortalité en Afrique ont souligné l'existence d'omission et d'erreurs de déclaration d'âge chez les femmes plus âgées (Westoff, 1992), nous avons préféré limiter notre analyse aux femmes de moins de 45 ans. Finalement, 2294 couples appartenant à 108

communautés ont rempli les critères de sélection. Ces femmes ont eu 10 979 naissances et 1 594 décès.

4.3. Variables

4.3.1. Variables au niveau de l'enfant et de sa mère

Il s'agit essentiellement des caractéristiques bio-démographiques telles que la parité de la femme et la durée moyenne des intervalles intergénésiques précédents. Pour tenir compte de l'éventuelle non-linéarité entre la parité et la concentration des décès, sa forme quadratique sera considérée. Enfin, pour contrôler l'effet des intervalles intergénésiques, nous avons utilisé la moyenne des intervalles précédents de chaque femme. Cette variable sera dichotomique (moins de 24 mois, 24 mois et plus) pour saisir l'effet des naissances rapprochées sur les risques de concentration. Ces variables donnent également une idée de l'effet de la santé reproductive sur la concentration de la mortalité.

4.3.2. Variables au niveau du couple

Nous utiliserons essentiellement les caractéristiques socio-économiques, comportementales et bio-démographiques. Nous avons choisi de prendre les caractéristiques individuelles des conjoints pour éviter la perte d'information qui résulterait de la considération du couple comme une entité homogène. Toutes les variables potentiellement endogènes ont été catégorisées de telle sorte qu'on appartient ou non à une catégorie avant d'expérimenter la concentration des décès d'enfants. C'est ainsi que les modalités Oui/Non ont été retenues pour l'éducation, la pratique contraceptive et la religion chrétienne des conjoints.

Pour représenter les caractéristiques socio-économiques et culturelles, nous avons choisi l'éducation de chaque conjoint et la religion du couple. Le milieu de résidence des conjoints n'a pas été retenu en raison de son endogénéité potentielle et la difficulté d'y remédier, étant donné la nature des données des EDS. Comme proxy des comportements du couple et des relations de genre en son sein, la discussion des conjoints au sujet de la planification familiale a été retenue. La pratique contraceptive (toutes méthodes confondues) de chaque conjoint est retenue. Les effets d'interaction de l'éducation des conjoints et de leur pratique contraceptive sont également pris en compte dans nos modèles.

La religion et la discussion au sujet de la planification familiale ont été retenues au niveau du couple et non de chaque conjoint car les analyses préliminaires ont montré une forte similitude des réponses des conjoints sur ces deux questions. Nous avons retenu la religion chrétienne vs les autres religions ; il a été montré que les niveaux de concentration des décès chez les musulmanes et les autres religions⁷ étaient sensiblement les mêmes et qu'ils étaient plus élevés que ceux des femmes chrétiennes⁸ (Kuate-Defo et Diallo, 1999).

Comme l'intervalle protogénésique est très souvent court en Afrique, l'âge au premier mariage de la femme est un bon indicateur de la nuptialité et de la fécondité précoces des couples, déterminants importants de la santé reproductive des conjoints et de la survie de leur descendance. Cette variable sera dichotomique (avant 20 ans et 20 ans et +) pour mettre en exergue les effets de la nuptialité et de la fécondité précoce. Dans le but d'analyser la dynamique

⁷ Y compris les femmes sans religion.

⁸ L'autre raison est que le nombre de couples musulmans est très faible au Kenya.

de la concentration, nous utiliserons les cohortes de femmes comme variables explicatives. Trois cohortes seront retenues : Avant 1960; 1960-1969 et 1970 et après.

4.3.3. Variables au niveau du ménage

Pour éviter les problèmes d'endogénéité, nous avons retenu un seul indicateur de niveau de vie du ménage : l'indice socio-économique du ménage (ISEM). Il a été construit sur la base de la disponibilité d'électricité, de radio, de télévision, de frigo et de bicyclette. L'ISEM est égale à 0 (ménage très pauvre) si le ménage ne dispose d'aucune de ces cinq facilités, 1 (ménage moins pauvre ou « riche ») si au moins une de ces facilités existe dans le ménage. En utilisant ces mêmes indicateurs, Montgomery et al. (2000) ont montré qu'ils donnaient une bonne mesure du « statut socio-économique » qu'il est très difficile de mesurer. La méthode des « Living Standard Measurement » utilise souvent la disponibilité de certaines facilités telles que la radio, l'électricité ou l'eau potable comme proxy du statut socio-économique du ménage (Montgomery et al., 2000). Les ménages qui ne disposent d'aucune de ces facilités seraient plus pauvres que les autres. Dans le contexte africain, il convient d'émettre certaines réserves quant à l'utilisation de ces indicateurs. La couverture radiophonique et la disponibilité d'électricité n'est pas complète dans certains pays, surtout en milieu rural. Certains ruraux, propriétaires terriens ou de cheptel, peuvent être riches sans disposer d'un réfrigérateur ou d'une télévision en raison de l'absence d'électricité dans leur localité. Malgré les limites de tels indicateurs en Afrique, ce sont les meilleurs que l'on puisse élaborer à partir des données des EDS.

4.3.4. Variables au niveau communautaire

Compte tenu de l'absence de variables relatives au niveau communautaire choisi, nous avons procédé à une agrégation des caractéristiques du ménage moins sensibles au phénomène

d'endogénéité. Nous avons opté pour une seule variable à savoir la proportion des ménages ayant accès à l'eau potable dans la communauté. En effet, dans les quartiers populaires et dans certains villages, les bornes fontaines sont collectives et on sous-estimerait l'accès à l'eau potable en se limitant aux ménages qui en disposent à domicile. Les pays seront aussi considérés pour tester leurs différences. Le Cameroun a été choisi comme référence.

4.4. Méthodes statistiques : Analyse logistique à deux niveaux

Compte tenu de la méthodologie adoptée, des données disponibles, et de la nature dichotomique de notre variable dépendante CONC165, l'analyse logistique à deux niveaux semble la mieux adaptée; le couple/ménage sera le niveau 1 et la communauté le niveau 2. Pour un tel modèle, les réponses dichotomiques observées de y_{ij} sont des proportions qui suivent une distribution binomiale (Goldstein et al., 1998) :

$$y_{ij} \sim \text{Bin}(\pi_{ij}, n_{ij})$$

L'on suppose une modélisation de la proportion attendue, en utilisant le lien d'une fonction logit.

$$\pi_{ij} = \{1 + \exp(-[\beta_0 + \beta_1 X_{ij} + u_{0j}])\}^{-1}$$

X_{ij} : Vecteur des covariables

u_{0j} : Erreur aléatoire de niveau 2

n_{ij} le dénominateur pour la proportion.

La variance de Y_{ij} s'écrit

$$\text{var}(y_{ij} | \pi_{ij}) = \pi_{ij}(1 - \pi_{ij}) / n_{ij}$$

Nous pouvons formuler ce modèle de manière non linéaire en y incorporant la variation au niveau 1 comme suit :

$$y_{ij} = \pi_{ij} + e_{ij} z_{ij}, \quad z_{ij} = \sqrt{\pi_{ij}(1 - \pi_{ij}) / n_{ij}}, \quad \sigma_{e_{ij}}^2 = 1$$

En utilisant cette variable explicative Z et en contraignant la variance de niveau 1 qui lui est associée à prendre la valeur 1, nous obtenons la variance binomiale. Quand on relâche cette

contrainte en permettant une variance de niveau 1 différente de l'unité, nous obtenons un test de la variation extra-binomiale (Goldstein et al., 1998).

L'analyse multi-niveaux présente cependant de nombreuses contraintes méthodologiques rendent difficile son utilisation dans certaines conditions. Elle recommande par exemple que les unités de niveau 2 contiennent au moins une dizaine d'unités de niveau 1. Nous avons dû procéder à des regroupements des communautés selon l'appartenance de celles-ci à un même département ou à une même région. De même, les communautés ayant un grand nombre de couples ont été divisées en deux selon le milieu de résidence des couples, en veillant toujours à avoir un minimum de 10 couples par communauté. Nous avons finalement retenu 108 communautés dans les trois pays.

5. Résultats

5.1. Différentiels de la concentration de la mortalité en Afrique

Le tableau 1 présente la répartition des couples sélectionnés selon les pays et certaines variables d'intérêt. L'analyse de ce tableau indique une situation meilleure au Kenya que dans les autres pays. Les niveaux d'éducation, de pratique contraceptive, de communication entre conjoints au sujet de la planification familiale y sont plus élevés.

De même, les niveaux de mortalité et de concentration semblent plus bas dans ce pays car plus de sept couples sur 10 n'ont perdu aucun enfant, contre la moitié des femmes dans les deux autres pays. Par ailleurs, la proportion des femmes à forte concentration (plus de 60% des décès) est inférieure à 1 % au Kenya alors qu'elle est de 3 % au Bénin et 5 % au Cameroun.

Paradoxalement, en utilisant l'ISEM, on se rend compte que les ménages au Kenya ne semblent pas plus « riches » que ceux des autres pays.

Dans chacun des pays, environ 60% des ménages ont moins de deux facilités. Le Bénin semble avoir la situation la moins reluisante pour toutes les variables au niveau du couple. Toutefois, dans ce pays, 84 % des ménages disposent d'au moins un item, qui serait la radio, alors que dans les deux autres pays, moins de 70 % des ménages sont dans ce cas.

Le tableau 1 montre que le niveau moyen de concentration varie d'un pays à l'autre. Il est plus faible au Kenya où les femmes sélectionnées perdent en moyenne 8% de leurs enfants et plus élevé dans les deux autres pays où les pertes se situent en moyenne autour de 16,3% et de 16,1 % des naissances respectivement au Bénin et au Cameroun. De même, la dispersion (écart-type) autour des valeurs moyennes est plus élevée au Bénin (20.1) et au Cameroun (19.5) qu'au Kenya (14.5). Toutefois, en considérant le coefficient de variation, qui est le rapport entre l'écart-type et la moyenne, on voit que les écarts sont moins marqués entre les pays. La répartition semble plus hétérogène au Kenya.

Les tableaux 2a et 2b donnent la répartition des couples selon nos deux indicateurs CONC165 et CONCGROUP et des variables explicatives de base. Conformément aux attentes, l'éducation, la pratique contraceptive, la discussion au sujet de la planification familiale, l'appartenance à la religion chrétienne vont de pair avec des niveaux moindres de concentration de la mortalité. On remarque aussi que plus le ménage est « riche », moins le risque de concentration est élevé.

Tableau 1 : Répartition (%) des couples sélectionnés selon les variables utilisées et les pays

Variables	PAYS			
	BENIN	CAMEROUN	KENYA	TOTAL
Nombre de couples	N= 760	N= 648	N= 886	N= 2294
Nombre de communautés (10 couples et plus)	N= 47	N= 35	N= 26	N= 108
Homme éduqué	39.8	50.9	89.2	62.0
Femme éduquée	17.8	41.5	76.7	47.3
Education couple				
Couple éduqué	13.7	39.1	73.7	44.0
Couple non éduqué	56.0	46.7	07.8	34.7
Homme seul	26.1	11.7	15.5	18.0
Femme seule	04.2	02.5	03.0	03.3
Homme jamais utilisé contraception	37.4	53.1	26.4	37.6
Femme jamais utilisé contraception	55.4	64.8	43.6	53.5
Contraception couple				
Couple jamais	29.5	45.5	19.8	30.3
Couple a déjà utilisé	36.6	27.8	49.8	39.2
Homme seul	25.9	19.1	23.8	23.2
Femme seule	08.0	07.6	06.7	07.4
Religion chrétienne	38.9	54.9	94.2	64.8
Couple a discuté de PF	35.4	22.4	63.4	42.6
Nuptialité précoce Femme (avant 20 ans)	78.9	87.3	71.9	78.6
Cohorte				
Avant 1960	26.4	40.9	32.2	32.7
1960-1969	47.3	48.3	54.6	50.4
1970 +	26.3	10.8	13.2	16.9
Intervalle intergen. moyen court, < 24 mois	09.2	17.3	20.8	16.0
Parité atteinte de la femme				
2-3 enfants	36.5	36.0	37.1	36.6
4-5	29.0	29.0	28.5	28.8
6 +	34.5	35.0	34.4	34.6
Nombre d'enfants décédés				
0	49.7	50.5	70.4	57.9
1	27.7	30.2	19.8	25.1
2-3	19.4	16.6	09.1	14.7
4 +	03.2	03.7	00.7	02.3
Concentration Moyenne CLUST (%)	16.3	16.1	07.9	13.1
Ecart-type	20.1	19.5	14.5	18.5
Eau potable dans le ménage	20.3	15.1	28.0	21.8
Ménage a toilettes modernes (latrine ou mieux)	19.3	85.2	82.1	62.2
Indice socio-économique du ménage (ISEM)				
0, Aucun des 5 items	15.9	30.2	31.9	26.2
1 Riche, au moins 1 des 5 items	84.1	69.8	68.1	73.8

(*) Moins de 100 couples

En effet, la concentration de la mortalité est moindre dans les familles ayant accès à l'eau potable, à des toilettes hygiéniques et à des facilités modernes, telles que l'électricité, la radio etc. D'après nos indicateurs, la concentration de la mortalité semble diminuer avec la parité de la femme. Nous verrons si cette tendance se maintient avec les analyses multivariées.

La concentration de la mortalité se remarque à partir de l'observation de CONCGROUP, surtout de la proportion des femmes n'ayant perdu aucun enfant. Celle-ci est d'environ 50 % au Bénin et au Cameroun et de 70 % au Kenya. Dans ce pays, moins de 11 % des femmes ont eu de multiples décès alors que respectivement 20 % et 23 % des femmes se retrouvent dans cette situation au Cameroun et au Bénin. Les écarts entre les pays sont cependant moins marqués avec CONC165 qu'avec CONCGROUP ce qui nous conforte dans l'utilisation de CONC165 comme variable dépendante. Au niveau communautaire, on remarque l'existence de deux communautés n'ayant aucune perte d'enfants au Cameroun. Au Kenya, toutes les communautés ont perdu moins de 20 % de leurs enfants alors que dans les deux autres pays, environ 26 % des communautés ont enregistré plus de 20 % des pertes d'enfants.

Tous pays réunis, les femmes perdent en moyenne 15% de leurs enfants, soit en moyenne 0.7 enfant décédé par couple (Tableau 3a). Bien qu'elles représentent à peine 17 % de notre échantillon, les pertes des femmes qui ont au moins deux décès représentent 64 % de l'ensemble des décès. On remarque également l'absence de décès d'enfants dans deux communautés alors que 29 parmi les 108 communautés retenues ont perdu plus de 20 enfants (Tableau 3b).

Tableau 2a : Répartition (%) des covariables selon l'indicateur de concentration normalisée CONC165 dans chaque pays

Variables	Concentration normalisée conc165			
	Bénin	Cameroun	Kenya	Ensemble
Homme éduqué				
Oui	06.6	07.6	09.5	08.4
Non	15.3	18.9	13.5	16.3
Femme éduqué				
Oui	07.4	07.4	10.1	09.1
Non	12.8	17.2	08.8	13.9
Education couple				
Couple éduqué	02.9	06.3	09.8	08.2
Couple non éduqué	14.8	18.5	10.3	15.9
Homme seul éduqué	08.5	11.8	08.0	09.0
Femme seule éduquée	21.9	25.0	18.5	21.3
Contraception Homme				
Jamais utilisé	13.4	16.3	17.5	15.5
Déjà utilisé, méthode quelconque	10.9	09.6	07.1	08.9
Contraception Femme				
Jamais utilisé	14.0	15.8	13.2	14.4
Déjà utilisé, méthode quelconque	09.2	08.3	07.2	08.1
Contraception couple				
Couple jamais	14.3	18.3	17.1	16.9
Couple a déjà utilisé (les deux conjoints)	09.4	10.0	05.9	07.7
Homme seul	13.2	09.7	10.0	11.1
Femme seule	09.8*	02.1*	18.6*	10.7
Couple religion chrétienne				
Oui	10.8	08.4	09.5	09.5
Non	12.5	18.1	15.7	15.0
Couple a discuté de PF				
Oui	10.4	05.5	07.5	07.9
Non	12.6	15.3	13.9	14.0
Nuptialité précoce Femme				
Oui, avant 20 ans	12.8	13.6	10.8	12.4
Non, 20 ans et +	08.1	09.8	07.2	07.8
Cohorte de naissance des femmes				
Avant 1960	10.0	12.5	06.3	09.5
1960-1969	09.2	10.2	10.5	09.9
1970 +	18.5	30.0a	16.2	19.6
Intervalle intergénérisique moyen				
Court, < 24 mois	31.4a	21.4	17.9	21.8
Long, 24 mois et +	09.2	11.4	07.7	09.5
Eau potable dans le ménage				
Oui	07.8	08.2	10.9	09.4
Non	12.9	14.0	09.5	12.0
Ménage a toilettes modernes				
Oui, latrine ou mieux	04.8	13.2	08.5	10.0
Non	13.5	12.5	15.7	13.8
Indice socio-économique du ménage (ISEM)				
0, Aucun des 5 items	16.5	17.9	13.7	15.5
1 Riche, au moins 1 des 5 items	11.0	11.1	08.1	10.0
Parité atteinte de la femme				
2-3 enfants	14.7	18.5	14.8	15.7
4-5	10.9	10.1	05.5	09.2
6 +	09.9	10.2	08.3	08.7
Nombre d'enfants décédés				
0	49.7	50.5	70.4	57.9
1	27.7	30.2	19.8	25.1
2-3	19.4	16.6	09.1	14.7
4 +	03.2	03.7	00.7	02.3
Proportion moyenne d'enfants décédés par couple	16.3	16.1	07.9	13.1
Ecart-type (ET)	20.1	19.5	14.5	18.5
Couples à forte concentration (> moy + 1,65ET)	11.8	13.1	09.8	11.4

(*) Nombre de cas < 50

Tableau 2b: Répartition (%) des covariables selon les niveaux de concentration (CONCGROUP) dans chaque pays.

	Aucune				Faible				Moyenne				Forte			
	Ben	Cam	Ken	Ens	Ben	Cam	Ken	Ens	Ben	Cam	Ken	Ens	Ben	Cam	Ken	Ens
Moyenne				57.8				10.1				29.3				02.8
Homme éduqué																
Oui	58.9	61.7	71.6	66.6	08.3	11.6	09.4	09.7	30.8	24.3	18.3	22.3	02.0	02.4	00.8	01.4
Non	43.4	38.7	60.4	43.6	10.5	11.3	10.4	10.8	41.7	43.1	27.1	40.5	04.4	06.9	02.1	05.1
Femme éduqué																
Oui	64.4	63.7	74.3	70.3	05.2	11.9	06.6	07.7	29.6	21.5	17.9	20.4	00.7	03.0	01.2	01.6
Non	46.5	40.9	57.8	46.7	10.6	11.3	18.9	12.2	38.9	42.0	23.3	37.2	04.0	05.8	00.0	03.9
Education couple																
Couple éduqué				71.9				07.7				19.2				01.2
Couple non éduqué				43.0				11.0				41.0				04.9
Homme seul éduqué				53.6				14.6				29.9				01.9
Femme seule éduquée				50.0				07.9				35.5				06.6
Contraception Homme																
Jamais utilisé	51.9	43.3	60.5	48.8	10.6	10.2	09.4	10.2	40.1	41.6	27.5	37.3	03.2	04.9	02.6	03.7
Déjà utilisé	46.1	58.6	73.8	63.3	09.0	12.8	09.5	10.1	35.5	24.3	16.2	24.4	03.6	04.3	00.5	02.3
Contraception Femme																
Jamais utilisé	47.5	45.8	65.7	52.6	11.6	10.5	11.9	11.3	37.3	38.4	21.8	32.8	03.6	05.3	00.5	03.3
Déjà utilisé	52.4	58.8	74.0	63.9	07.1	13.2	07.6	08.7	37.3	24.6	17.2	25.1	03.3	03.5	01.2	02.3
Contraception couple																
Couple jamais				49.8				09.7				37.1				03.5
Couple a déjà utilisé (tous)				67.4				08.0				22.7				01.9
Homme seul				56.4				13.5				27.3				02.8
Femme seule				45.2				12.5				38.1				04.2
Couple religion chrétienne																
Oui	55.4	57.5	70.8	64.5	08.8	11.8	09.5	09.9	33.1	27.6	18.8	23.7	02.7	03.1	01.0	01.9
Non	46.1	41.8	62.7	45.6	10.1	11.0	09.8	10.5	39.9	40.8	27.5	39.4	03.9	06.5	00.0	04.5
Couple a discuté de PF																
Oui	52.4	65.5	75.2	67.4	12.3	09.7	07.8	09.4	31.2	21.1	16.0	21.1	04.1	02.8	00.9	02.0
Non	48.2	46.0	62.2	50.8	08.2	12.2	12.3	10.6	40.6	36.9	24.6	35.2	03.1	05.0	00.9	03.3
Nuptialité précoce Femme																
Oui, avant 20 ans	45.3	48.3	67.9	54.3	10.8	12.2	11.2	11.3	39.8	34.4	20.3	31.2	04.0	05.1	00.6	03.2
Non, 20 ans et +	65.6	64.2	76.7	71.1	05.6	07.4	05.2	05.7	27.5	27.2	16.5	21.8	01.3	01.2	01.6	01.4
Cohorte naissance femme																
Avant 1960	33.3	38.6	58.3	44.6	18.9	19.7	19.8	19.5	44.8	36.4	21.6	33.1	03.0	05.3	00.4	02.8
1960-1969	49.7	59.3	74.6	62.7	09.8	07.4	05.6	07.3	36.9	30.4	18.4	27.4	03.6	02.9	01.4	02.6
1970 +	66.0	55.7	82.9	69.3	00.0	00.0	00.0	00.0	30.5	35.7	17.1	27.4	03.5	08.6	00.0	03.4
Intervalle intergénéral moyen																
Court, < 24 mois	35.7	38.4	65.2	51.5	07.1	10.7	07.6	08.2	37.0	44.6	26.1	34.3	17.1	06.3	01.1	06.0
Long, 24 mois et +	51.0	52.8	71.8	59.1	10.0	11.8	10.0	10.5	40.0	31.2	17.4	28.2	02.0	04.3	00.9	02.2
Parité atteinte de la femme																
2-3 enfants	75.8	71.2	85.4	78.0	00.0	00.0	00.0	00.0	21.3	23.6	13.4	18.9	03.2	05.2	01.2	03.1
4-5	45.9	52.7	74.3	54.8	00.0	00.0	00.0	09.5	48.6	41.5	24.1	32.3	05.5	05.9	01.6	03.4
6 +	25.6	27.3	50.8	31.0	27.9	33.0	27.7	27.2	44.7	36.6	21.5	40.3	01.9	03.1	00.0	01.5
Eau potable dans le ménage																
Yes	56.5	67.3	75.0	66.7	06.5	11.2	05.6	07.0	35.7	19.4	19.0	24.2	01.3	02.0	00.4	01.2
No	47.9	47.4	68.7	55.1	10.4	11.7	11.0	11.0	37.8	35.9	19.3	30.6	04.0	05.1	01.1	03.2
Toilettes modernes ménage																
Oui, latrines ou mieux	59.9	50.2	72.9	62.8	11.6	12.5	08.8	10.5	27.2	31.9	17.5	24.1	01.4	05.4	00.8	02.7
Non	47.1	52.1	59.1	49.8	09.3	05.2	12.6	09.5	39.7	42.7	27.0	37.7	03.9	00.0	01.3	03.0
Indice socio-éco du ménage																
0, Aucun des 5 items	47.5	38.5	62.8	51.6	08.3	10.3	08.9	09.2	40.8	45.6	27.7	36.2	03.3	05.6	00.7	03.0
1 Riche, au moins un item	50.1	55.9	74.0	60.1	09.9	12.0	09.8	10.4	36.6	28.2	15.3	26.8	03.4	04.0	01.0	02.7

Tableau 3a : Répartition des couples sélectionnés selon la parité et le nombre d'enfants décédés

Parité de la femme	Nombre d'enfants décédés par couple						Total couples	%	Total enfants
	0	1	2	3	4	5+			
2	346	83	2				431	18,80	862
3	310	76	22	1			409	17,84	1227
4	224	99	24	5			352	15,35	1408
5	164	93	29	21	1		308	13,43	1540
6	119	88	37	16	3		263	11,47	1578
7	79	61	51	16	4	1	212	9,25	1484
8	48	33	26	8	9	3	127	5,54	1016
9	25	25	26	16	5	6	103	4,49	927
10+	12	20	18	19	6	13	88	3,84	937
Total	1327	578	235	102	28	23	2293	100,00	10979
%	57,87	25,21	10,25	4,45	1,22	1,00	100,00		
Total décès	0	578	470	306	112	128	1594		

Tableau 3b: Répartition des communautés selon le nombre d'enfants nés vivants et le nombre d'enfants décédés

Nbre total d'enfants nés vivants	Nbre d'enfants décédés					Total
	0 décès	1-5 décès	6-10 décès	11-19 décès	20 décès et +	
20-49 enfants	1	1	9			11
50-74 enfants		6	16	12	2	36
75-99 enfants	1	1	5	9	7	23
100-149 enfants		2	3	7	12	24
150 enfants et +		1	1	4	8	14
Total	2	11	34	32	29	108

5.2. Déterminants de la concentration familiale de la mortalité en Afrique

Les résultats portent sur les modèles incluant toutes les variables sélectionnées, et comprennent aussi bien les effets fixes qu'aléatoires. Dans chaque pays et pour l'ensemble, nous présentons deux modèles : (i) le modèle des effets bruts estimés qui prennent en compte uniquement la variabilité au niveau communautaire et du familial; et (ii) le modèle d'effets nets prenant en compte toutes les variables. Ces résultats figurent au Tableau 4 qui présente les coefficients bêta des régressions logistiques ordinaire et multi-niveaux, les écarts-types étant

entre parenthèses. Ces analyses multi-niveaux permettent d'estimer l'effet intrinsèque des différences communautaires et familiales sur la variabilité globale de la concentration des décès, grâce aux variances de chaque niveau.

Les effets bruts sont tous significatifs et évoluent dans le sens attendu. Dans les analyses préliminaires comparant les analyses basées sur la régression logistique simple et la régression logistique multi-niveaux, nous avons vérifié que l'utilisation de la méthode multi-niveaux met en évidence la légère sous-estimation des écarts-type par la méthode logistique simple. Un autre avantage important de cette approche tient au fait que l'on peut quantifier l'effet communautaire sur les risques de concentration familiale de la mortalité. Les différences communautaires représentent 23.5 % des variations des risques de concentration des décès (modèle avec constante seulement) et elles sont significatives.

Dans les modèles qui prennent en compte les variables explicatives, elles expliquent environ 15 % des variations de la concentration familiale de la mortalité en Afrique et elles sont significatives. Cela signifie que deux couples qui ont les mêmes caractéristiques au niveau de leur ménage peuvent avoir des niveaux de concentration différents du simple fait de leur appartenance à des communautés distinctes. Nous commençons par une présentation des résultats pour l'ensemble des trois pays combinés, avec des variables indicatrices pour les pays (le Cameroun étant choisi comme référence).

Les analyses montrent qu'au niveau de l'enfant/mère, les effets de la parité et des intervalles courts entre naissances influencent significativement la concentration familiale des décès d'enfants. En particulier, même en contrôlant pour la parité de la femme, la relation

positive et significative entre intervalle court entre naissances et concentration des décès d'enfants est robuste et généralisée. La relation entre la parité et la concentration des décès n'est pas linéaire. Elle est plutôt en forme de U du fait de la relation positive significative entre la forme quadratique de la parité et la concentration des décès.

Toutes les variables au niveau couple ont des effets significatifs sur la concentration des décès, mais certains de ces effets sont atténués et même éliminés quand d'autres variables sont pris en compte; il s'agit en particulier de l'éducation du couple, de la pratique du planning familial, de l'affiliation religieuse, de la précocité de la nuptialité et de la cohorte d'appartenance. Il est important de souligner qu'il y a aussi une variabilité significative des effets de l'éducation du père sur la concentration d'une communauté à l'autre, ce qui témoigne des normes et pratiques sociales variables quant au rôle de l'homme dans la gestion de la vie familiale et les décisions concernant l'unité domestique.

L'indice socioéconomique du ménage, l'éducation du père et la discussion sur les méthodes de planning familial restent d'importants facteurs réduisant significativement de la concentration familiale des décès. Bien qu'allant dans le sens attendu, l'effet de la pratique contraceptive n'est pas significatif si l'on contrôle les effets des autres variables du niveau 1, ce qui confirme les appréhensions de Potter (1988) et de Hobcraft (1988) quant à l'impact de la pratique contraceptive sur la mortalité des enfants.

Tableau 4: Effets bruts et nets des variables retenues selon les pays

Variables	Bénin		Cameroun		Kenya		Ensemble	
	Effets bruts	Effets nets, modèle saturé						
EFFETS FIXES								
Constante	-2.003 (0.13)*	-0.253 (0.79)	-1.943 (0.16)*	1.272 (0.88)	-2.229 (0.16)*	-1.882 (0.96)§	-2.048 (0.09)*	-0.495 (0.49)
Variabiles enfant/femme								
Parité de la femme	-0.635 (0.19)*	-0.590 (0.23)*	-0.852 (0.21)*	-0.838 (0.23)*	-0.333 (0.21)	-0.200 (0.25)	-0.607 (0.11)*	-0.548 (0.14)*
Parité de la femme au carré	0.050 (0.02)*	0.043 (0.02)*	0.067 (0.02)*	0.065 (0.02)*	0.018 (0.02)	0.007 (0.02)	0.045 (0.01)*	0.039 (0.01)*
Interv. Intergen. Moyen < 24 mois	1.449 (0.28)*	1.366 (0.30)*	0.637 (0.30)§	0.785 (0.30)*	0.993 (0.25)*	0.997 (0.26)*	0.958 (0.15)*	0.964 (0.18)*
Variabiles couple/ménage								
Homme éduqué	-0.934 (0.27)*	-0.937 (0.37)*	-0.968 (0.27)*	-0.930 (0.46) §	-0.394 (0.34)	-0.041 (0.41)	-0.731 (0.15)*	-0.612 (0.26)§
Femme éduqué	-0.562 (0.34)¶	-0.315 (0.37)	-0.892 (0.29)*	0.373 (0.48)	0.185 (0.29)	0.628 (0.37) ¶	-0.362 (0.15)§	0.449 (0.33)
Couple éduqué	0.188 (0.23)	-0.179 (0.26)	0.429 (0.27)	0.140 (0.31)	0.975 (0.25)*	0.937 (0.27)*	-0.543 (0.15)*	-0.416 (0.40)
Homme jamais contracept	0.483 (0.24)§	0.280 (0.27)	0.595 (0.30)§	-0.315 (0.38)	0.652 (0.24)*-	0.259 (0.28)	0.591 (0.15)*	0.172 (0.31)
Femme jamais contracept	-0.097 (0.24)	0.183 (0.25)	-0.877 (0.27)*	-0.533 (0.36)	-0.407 (0.45)	-0.616 (0.46)	-0.435 (0.15)*	0.057 (0.35)
Couple religion chrétienne	-0.222 (0.24)	-0.003 (0.26)	-1.057 (0.41)*	-0.686 (0.48)	-0.721 (0.23)*	-0.740 (0.26)*	-0.597 (0.15)*	-0.102 (0.18)
Couple a déjà discuté de PF	0.513 (0.31)¶	0.386 (0.32)	0.183 (0.40)	-0.229 (0.45)	0.390 (0.28)	0.168 (0.31)	0.413 (0.18)§	-0.437 (0.18)§
Nuptialité précoce femme	-0.479 (0.23)§	-0.163 (0.32)	-0.587 (0.26)§	-0.268 (0.33)	0.181 (0.232)	0.278 (0.37)	-0.285 (0.13)§	0.192 (0.20)
Cohorte 1960	0.735 (0.23)*	-0.123 (0.42)	1.223 (0.32)*	0.430 (0.45)	0.585 (0.29)§	0.308 (0.51)	0.790 (0.15)*	-0.036 (0.20)
Cohorte 1970+	-0.451 (0.27)¶	-0.462 (0.27)¶	-0.509 (0.27)¶	-0.506 (0.28)¶	-0.621 (0.23)*	-0.490 (0.26)¶	-0.511 (0.14)*	0.167 (0.27)
Indice Socio-Eco Ménage - Riche								-0.412 (0.16)*
Variabiles communautaire et pays								
% ménages ayant eau potable	-0.835 (0.60)	-0.112 (0.65)	-0.687 (0.72)	-0.519 (0.65)	-0.015 (0.72)	0.586 (0.55)	-0.602 (0.39)	0.228 (0.37)
Bénin							0.076 (0.18)	0.130 (0.20)
Kenya							-0.256 (0.19)	0.125 (0.23)
EFFETS ALEATOIRES								
Homme éduqué		2.083 (1.10)¶		0.632 (0.53)				1.363 (0.50)*
Interv. Intergen. Moyen < 24 mois		273.09	353.26	116.81	340.58	88.62	1182.93	0.433 (0.39)
-2Log Likelihood	483.87	0.265 (0.20)	0.342 (0.21)		0.290 (0.18)			644.09
Variance communautaire	0.174 (0.15)	0.868 (0.05)*	1.094 (0.07)*	1.031 (0.06)*	0.993 (0.05)*	1.018 (0.05)*	0.303 (0.11)*	0.265 (0.17)
Variance au niveau du couple	0.950 (0.05)*						0.986 (0.03)*	0.994 (0.03)*

(*) p < 1% (§) p < 5% (¶) p < 10%.

Compte tenu des faibles effectifs, les effets d'interaction de l'éducation et de la contraception n'ont pas été considérés dans les modèles par pays

Au Bénin, l'intervalle court entre naissances, la parité, l'éducation de l'homme, et l'indice socioéconomique sont les principaux déterminants de la concentration des décès. Conformément aux modèles tous pays réunis, l'éducation de l'homme est en outre la seule variable à avoir un effet aléatoire significatif. La relation en U entre la parité et la concentration des décès se maintient et le risque de concentration augmente fortement quand les naissances sont rapprochées. Les femmes scolarisées béninoises ont des risques moins élevés que les analphabètes.

Au Kenya, il y a beaucoup plus de variables ayant des effets nets négatifs et significatifs, dont l'intervalle court entre naissances, la non utilisation de la contraception, l'absence de la discussion sur le planning familial au niveau du couple, et la pauvreté. Les variables dites de santé reproductive (intervalles intergénésiques, discussion sur la planification familiale, pratique contraceptive) contribuent donc fortement à l'explication des risques de concentration familiale de la mortalité, en plus des variables dites de standing (pauvreté) des ménages et des communautés. Ces résultats confirment notre hypothèse que la considération des seuls facteurs socio-économiques ne permet pas d'expliquer les risques de concentration familiale des décès.

La situation au Cameroun ressemble davantage à celle du Bénin qu'à celle du Kenya. Au niveau de la mère/enfant, la parité et l'intervalle entre naissances sont des facteurs de risque significatifs de la concentration familiale des décès. Au niveau du ménage, l'éducation de l'homme et la richesse relative du ménage sont les deux seules variables atténuant de façon significative la concentration des décès d'enfants, une fois que les autres facteurs sont pris en compte.

Nous avons aussi testé l'apport intrinsèque de chaque variable grâce aux variances au niveau 2 de la constante. La contribution des variables est étudiée dans deux types de modèles. Le premier (modèle A) contient uniquement la variable considérée et la constante. Le second (modèle B) est le modèle saturé duquel on exclut la (ou les) variable(s) d'intérêt. Le tableau 5 présente les résultats obtenus pour les différentes variables explicatives retenues.

Parmi les variables du couple/ménage, on remarque une prédominance de l'éducation et de la pratique contraceptive de l'homme, de l'effet d'interaction entre la pratique contraceptive de l'homme et celle de la femme et, dans une moindre mesure, de la religion du couple dans le Modèle A. Toutefois, après contrôle de toutes les autres variables, seules les effets de l'éducation de l'homme, de la richesse des ménages, de la discussion des conjoints au sujet de la planification familiale et de la religion se démarquent nettement des autres variables. Cela suggère une prédominance des variables socio-économiques et comportementales sur les autres caractéristiques du couple. Au niveau de la communauté, l'accès à l'eau potable ne semble pas très déterminant après contrôle des autres caractéristiques. Parmi les variables de contrôle, la durée moyenne de l'intervalle entre naissances semble nettement prédominant, même si l'effet de la parité n'est pas à négliger. Toutes variables confondues, l'effet brut des variables signalées au niveau du couple est prédominant dans le modèle A. Dans le modèle B par contre, l'effet net des intervalles intergénésiques courts est plus significatif; la parité, la richesse des ménages et l'éducation de l'homme ont des effets égaux, supérieurs à ceux des autres.

Tableau 5: Contributions brutes et nettes des variables retenues à la variance de niveau 2

Variabiles	Modèles A	Modèles B
Variance communautaire (Modèle avec constante seule)	0.303 (0.986)	
Modèle saturé (avec toutes les variables)		0.149 (1.001)
a) Variables individuelles enfant/mere		
Parité femme	0.304 (0.996)	0.138 (0.986) ^a
Parité et parité au carré	0.317 (0.990)	0.143 (0.987)
Durée moyenne intervalle précédant court (< 24 mois)	0.290 (0.984)	0.166 (1.001)
b) Variables du couple prises individuellement		
Homme éduqué	0.206 (1.010)	0.138 (1.011)
Femme éduquée	0.241 (0.999)	0.155 (0.997)
Homme et femme éduqués (interaction)	0.221 (1.005)	0.154 (0.999)
Homme jamais utilisé contraception	0.206 (0.996)	0.153 (1.001)
Femme jamais utilisé contraception	0.239 (0.994)	0.149 (1.000)
Homme et femme jamais utilisé contraception (interaction)	0.203 (0.997)	0.148 (1.001)
Nuptialité précoce femme (avant 20 ans)	0.267 (0.991)	0.153 (1.000)
Couple a déjà discuté de la PF	0.247 (1.001)	0.142 (1.002)
Couple de religion chrétienne	0.215 (1.003)	0.157 (1.000)
Cohorte femme 1960-1969	0.304 (0.987)	0.150 (1.000)
Cohorte femme 1970 et +	0.294 (0.992)	0.149 (1.003)
c) Variable du ménage prise individuellement		
Indicateur de richesse du ménage	0.294 (0.982)	0.138 (1.015)
d) Variable communautaire prise individuellement et pays		
Proportion (%) ménages ayant accès à l'eau potable	0.282 (0.994)	0.153 (0.999)
Bénin	0.305 (0.989)	0.148 (1.001)
Kenya	0.281 (1.002)	0.152 (1.006)

a : Le carré seulement est omis du modèle.

Modèles A : Variance communautaire de la constante, variables prises individuellement

Modèles B : Variance communautaire de la constante, modèle saturé duquel on retire la variable considérée
Variance au niveau du couple entre parenthèses.

6. Discussion

Quatre principaux résultats ressortent de cette analyse. Le premier tient au fait que la fusion des données de plusieurs pays permet de dégager des tendances générales, indépendantes des contextes nationaux mais qu'elle ne peut en aucun cas se substituer aux analyses par pays qui permettent de dégager les spécificités nationales, plus utiles pour la définition des politiques des

santé. Les résultats obtenus ont montré que si de nombreux déterminants se retrouvent dans les modèles tous pays réunis, de nombreux autres émergent lors de la prise en compte de variables pays par pays. Le second résultat est lié à l'importance des variables de « Pauvreté » des ménages et des communautés et celles dites de « Santé reproductive » (discussion de la planification familiale, contraception, espacement des naissances, âge de la femme) dans l'explication des risques de concentration familiale de la mortalité. Ces variables à elles seules expliquent une bonne partie des variations du phénomène. Ces facteurs devraient par conséquent constituer l'ossature de toute politique de réduction des inégalités familiales et communautaires de la mortalité. Un autre résultat important a trait à l'effet de l'éducation de l'homme sur la concentration familiale des décès, contrôlant pour l'éducation de la femme, surtout au Bénin et Cameroun. La prédominance des caractéristiques de l'homme, surtout de son éducation et de sa pratique contraceptive, sur celles de la femme montre la nécessité d'une plus grande considération des hommes dans les études et aussi dans les programmes de lutte contre les fortes inégalités familiales en matière de santé et de mortalité dans ces pays. Les stratégies à mettre en œuvre devraient inclure cet aspect et aussi favoriser la sensibilisation, l'alphabétisation et l'éducation sanitaire et en matière de planification familiale des adultes. L'impact significatif des variables de niveau de vie montre que la concentration de la mortalité dans certaines familles est une question d'inégalités socioéconomiques et de niveau de vie domestique.

Ces différents résultats ouvrent de nouvelles pistes vers lesquelles devraient s'orienter les recherches futures en matière de mortalité des enfants. La prise en compte explicite de variables génétiques (absentes dans nos modèles) permettrait sans doute de réduire l'importance de l'hétérogénéité non-observée identifiée dans les différents modèles, et exprimée par une variabilité significative au niveau du couple dans tous les modèles estimés.

Références

- Aaby, P., Bukh, J., Lisse, I.M., Da Silva, M.C., (1988) « Further community studies on the role of overcrowding and intensive exposure on measles mortality » in *Reviews of infectious diseases* vol. 10 (2) pp. 474-477.
- Adams, J. 1990. "Genetics and demography and historical information" in J. Adams, A. Hermalin, and P. Smouse (eds.) *Convergent issues in Genetics and demography*. New York: Oxford University Press, pp. 3-13.
- Bicego, G. and O. B. Ahmad. 1996. "Infant and child mortality", *Demographic and Health Surveys Comparative Studies* 20. Calverton, Maryland, Macro International Inc.
- Bongaarts, J. 1987. "Does Family Planning reduce infant mortality", *Population and Development Review* 13(2) : 323-334.
- Caldwell, J. C. 1979. "Education as a factor of mortality decline: an examination of Nigerian Data", *Population Studies* 33(3) : 395-413.
- Cantrelle, P. and T. Locoh. (1989). "Cultural and social factors related to health in West Africa", *Health Transition Series* 1(2) : 251-274.
- Childs, B., E. R. Moxon and J. A. Winkelstein. (1992). "Genetics and infectious diseases" in King, Rotter and Motulsky (eds.) *The genetic basis of common diseases*. New York. Oxford: University Press, pp. 17-23.
- Courgeau, D. and B. Baccaïni. 1997. « Analyse multi-niveaux en sciences sociales », *Population* 4 : 831-864.
- Curtis, S. L. 1995. "Assessment of the quality of data used for direct estimation of infant and child mortality in EDS-II surveys", *DHS occasional papers* 3. Calverton, Maryland, Macro International Inc.
- Curtis, S. L., I. Diamond and J. W. McDonald. 1993. "Birth intervals and family effects on postneonatal mortality in Brazil", *Demography* 30(1) : 33-43.
- Das Gupta, M. 1990. "Death clustering, mothers' education and determinants of child mortality in rural Punjab, India", *Population Studies* 44 : 489-505.
- Das Gupta, M. (1997). "Socio-economic status and clustering of child deaths in rural Punjab", *Population Studies* 51 : 191-202.
- DiPrete, T.A. and J.D. Forristal. 1994. « Multilevel models : Methods and substance, » *Annual Review of Sociology*, 20 :331-357.
- Elo, I. T. and S. H. Preston. 1996. "Educational differentials in mortality: United States 1979-1985", *Social Science and Medicine* 42(1) : 47-57.
- Entwisle, B., R. R. Rindfuss, D. K. Guilkey, A. Chamrathirong, S. R. Curran and Y. Sawangdee. 1996. "Community and contraceptive choice in Rural Thailand: A case study of Nang Rong", *Demography* 33(1) :1-11.
- Ezeh, A. C. 1997. "Polygyny and reproductive behavior in subsaharan Africa: A contextual analysis", *Demography* 34(3) : 355-368.
- Farah, A.-A. and S. Preston. (1982). "Child mortality differentials in Sudan", *Population Development Review* 8(2) : 365-385.
- Feachem, R. G. and D. T. Jamison (eds.) (1991). *Diseases and mortality in subsaharan Africa*. Oxford: Oxford University Press .
- Finerman, R. 1994. "'Parental Incompetence' and 'Selective Neglect': Blaming the victim in child survival", *Social Science and Medicine* 40(1) : 5-15.

- Forste, R. 1994. "The effects of breastfeeding and child mortality in Bolivia", *Population Studies* **48**(3) : 211-229.
- Freire-Maia, N. 1984. "Effects of consanguineous marriages on morbidity and precocious mortality: Genetic counselling", *American Journal of Medical Genetics* **18** : 401-406.
- Goldstein, H. 1995. *Multilevel statistical models*. New York: Edward Arnold, 178p.
- Gubhaju, B., K. Streatfield and A. K. Majumder. 1991. "Socioeconomic, demographic and environmental determinants of infant mortality in Nepal", *Journal of biosocial science* **23** : 425-435.
- Guo, G. 1993. "Use of sibling data to estimate family mortality effects in Guatemala", *Demography* **30**(1) : 15-32.
- Guo, G. and G. Rodriguez. 1992. "Estimating a multivariate proportional hazard model for clustered data using EM algorithm with application to child survival in Guatemala", *Journal of American Statistical Society* **87**(420) : 969-976.
- Guo, G. and Grummer-Strauwn. 1993. "Child mortality among twins in less developed countries", *Population Studies* **47**(3) : 495-510.
- Hobcraft, J. 1993. "Women's education, child welfare and child survival: A review of Evidence", *Health Transition Review* **3**(2) : 159-175.
- Khonde, N., J. Pepin, T. Niyonsenga and P. De Wals. 1997. "Familial aggregation of trypanosoma brucei gambiense trypanosomiasis in a very high incidence community in Zaire", *Transactions of the Royal Society of Tropical Medicine and Hygiene* **91**(5) : 521-524.
- Koenig M. A., J. F. Phillips, O. M. Campbell and S. D'souza. (1990). "Birth interval and childhood mortality in Rural Bangladesh", *Demography* **27**(2) : 251-265.
- Kuate Defo, B., (1994) « Determinants of infant and early childhood mortality in Cameroon: the role of socioeconomic factors, housing characteristics, and immunization status », *Social Biology*, vol. 41,(3-4) : 181-211.
- Kuate Defo, B., (1995) « Epidemiology and control of infant and early childhood malaria : A competing risks analysis », in *International Journal of Epidemiology* **24** (1) pp. 204-217.
- Kuate Defo, B., (1996) « Areal and socio-economic differentials in infant and child mortality in Cameroon» *Social Science and Medicine*, **42** (3), pp. 399-420.
- Kuate-Defo, B. (1997). "Effects of infant feeding practices and birth spacing on infant and child mortality: A reassessment from retrospective and prospective data", *Journal of Biosocial Science* **29** : 303-326.
- Kuate-Defo, B. (1998). "Fertility response to infant and child mortality in Africa with special reference to Cameroon" in Montgomery (M.R.) and Cohen (B.) (eds.) *From death to birth: Mortality decline and reproductive change*, National Research Council, pp. 254-315.
- Kuate-Defo, B. and K. Diallo. 1999. "Family mortality clustering and mortality transition in Africa", *Actes de la Troisième Conférence Africaine sur la Population*. Afrique du Sud : Durban, pp. 247-272.
- Lam, D. and P. E. Smouse. 1990. "Heterogeneous Frailty analysis in demography and Genetics" in J. Adams, A. Hermalin and P. Smouse (eds.) *Convergent issues in Genetics and demography*, New York: Oxford University Press, pp. 97-109.
- LaVeist, T. A. 1992. "The political empowerment and health status of african american: mapping a new territory", *American Journal of Sociology* **97** : 1080-1095.

- LeVine, R. A., LeVine S. E., A. Richman, F. M. T. Uribe, C. S. Correa and P. M. Miller. 1991. "Femme schooling and child care in demographic transition: A mexican case study", *Population and Development Review*, **17**(2) : 459-496.
- Loriaux, M. (1989). « L'analyse contextuelle : renouveau théorique ou impasse méthodologique » in Duchêne, Wunsch et Vilquin (eds.) *L'explication en sciences sociales : la recherche des causes en démographie*. Louvain la Neuve : Editions Ciaco, pp. 333-368.
- Madise, N. and I. Diamond. 1995. "Determinants of infant mortality in Malawi: an analysis to control for death clustering within families", *Journal of Biosocial Science* **27** : 93-106.
- Manda, S. O. M. 1998. "Unobserved Family and community effects on infant mortality in Malawi", *Genus* **LIV**(1-2) : 143-164.
- Matteson D. W., J. A. Burr, J. R. Marshall. 1998. "Infant mortality: A multilevel analysis individual and community risk factors", *Social Science and Medicine* **47**(11) : 1841-1854.
- McMurray, C. 1997. "Measuring excess risk of child mortality: An exploration of DHS-I for Burundi, Uganda and Zimbabwe", *Journal of Biosocial Science* **29** : 73-91.
- Meegama, A. 1980. "Socio-economic determinants of infant and child mortality in Sri Lanka: an analysis of post-war experience", *EMF Scientific report* **8**. London.
- Miller, J. E., J. Trussell, A. R. Pebley and B. Vaughan. (1992). "Birth spacing and child mortality in Bangladesh and the Philippines", *Demography* **29**(2) : 305-318.
- Montgomery, M. R., M. Gragnoladi, K. A. Burke and E. Paredes. 2000. "Measuring living standards with proxy variables", *Demography*, **37**(2) : 155-174.
- Muhuri, P. K. 1996. "Estimating seasonality effects on child mortality in Matlab, Bangladesh", *Demography* **33**(1) : 98-110.
- Ott, J. 1990. "Genetic interpretation of disease clustering" in J. Adams, A. Hermalin and P. Smouse (eds.) *Convergent issues in Genetics and demography*. New York: Oxford University Press, pp. 245-255.
- Patterson, C. C., D. J. Carson and D. R. Hadden. 1996. "Epidemiology of childhood IDDM in Northern Ireland 1989-1994: Low incidence in area with highest population density and most household crowding", *Diabetologia* **39**(9) : 1063-1069.
- Potter. J.P. 1988. "Does family planning reduce infant mortality : A comment" *Population and Development Review* **14** (1) : 179-187.
- Ronsmans, C. 1995. "Patterns of clustering of child mortality in a rural area of Senegal", *Population Studies* **49**(3) : 443-461.
- Ronsmans, C. 1996. "Birth spacing and child mortality in rural Senegal" *International Journal of Epidemiology* **25**(5) : 989-997.
- Rose, G. 1992. *The Strategy of preventive medicine*. Oxford: Oxford University Press.
- Rustein, S. O. 1984. "Infant and Child mortality: levels, trends and demographic differentials", *WFS comparative studies* **24**.
- Sastry, N. 1996. "Community characteristics, individual and household attributes, and child survival in Brazil", *Demography* **33** (2) : 211-229.
- Sastry, N. 1997. "Family-level clustering of childhood mortality risk in Northeast Brazil", *Population Studies* **51**(3) : 245-261.
- Snijders T. and R. Bosker. 1999. *Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modelling*. Sage Publications, 266 p.
- Steele F., I. Diamond and D. Wang. 1996. "The determinants of duration of Contraceptive use in China: A multilevel multinomial discrete-hazards modelling approach", *Demography* **33**(1) : 12-23.

- Sullivan, J., G. Bicego, and O. S. Rustein,. 1990. "Assessment of the quality of data used for direct estimation of infant and child mortality in Demographic and Health Surveys", *DHS Methodological Reports* **1** : 115-140.
- Tabutin, D., and M. Willems. 1996. "Excess female child mortality in the developing world during the 1970s and the 1980s", *Population Bulletin of the United Nations* **39** : 45-78.
- Thomson E. 1997. "Couple childbearing desires intentions and births", *Demography* **34**(3) : 343-354.
- Trussell, J. 1988. "Does family planning reduce infant mortality : An exchange" *Population and Development Review* **14** (1) : 171-178.
- United Nations. 1987. *Better health for women and children through family planning: Report on an International conference held in Nairobi*. Nairobi, Kenya, 46 p.
- VanLandigham, M., J. Trussell and L. Grammer-Strawn. 1991. "Health and contraceptive benefits of breastfeeding: a review of recent evidence", *International Family Planning Perspectives* **17**(4) : 131-137.
- Waller, L. A., B. W. Turnbull, G. Gustafson, U. Hjalmar and B. Anderson. 1995. "Detection and assessment of clusters of disease: An application to nuclear power plan facilities and childhood leukaemia in Sweden", *Statistics in Medicine* **14**(1) : 3-16.
- Westoff, C. 1992. "Age at marriage, age at first birth and fertility in Africa", *World Bank Technical paper* **169**. Washington DC, The World Bank.
- Zaba, B. and P. H. David. 1996. "Fertility and distribution of child mortality among femme: an illustrative analysis", *Population Studies* **50**(2) : 263-278.
- Zenger, E. 1993. "Siblings neonatal mortality risks and birth spacing in Bangladesh", *Demography* **30**(3) : 477-488.

Déterminants des variations communautaires de la concentration des décès

Khassoum Diallo, étudiant au doctorat

Département de Démographie

Université de Montréal

&

Prof. Barthelemy Kuate-Defo

(Correspondence author)

Director, PRONUSTIC Research Laboratory

University of Montreal

C.P. 6128 Succursale Centre-Ville

Montreal H3C 3J7

Canada

Tel: 514-343-7611

Fax: 514-343-2309

Email: Barthelemy.Kuate.Defo@Umontreal.ca

Article soumis pour publication

Chapitre 3 : DÉTERMINANTS DES VARIATIONS COMMUNAUTAIRES DE LA CONCENTRATION DES DÉCÈS

I. Introduction

Si les inégalités spatiales de la santé et de la mortalité des enfants ont fait l'objet de nombreuses études en Europe (Bird et Bauman, 1998; Charlton, 1996; Andes et Davis, 1995; Martuzzi et al., 1998), en Asie (e.g. Loslier, 1993; Ren, 1996) et en Amérique Latine (e.g. Curto de Casas, 1996; Terra de Sousa et al., 1999), elles ont en revanche été peu étudiées en Afrique. Or, il existe une forte variabilité des niveaux de mortalité des enfants d'un pays africain à l'autre et aussi entre régions géographiques d'un même pays (Jamison et al., 1993; Kuate-Defo, 1996; Wagstaff, 2000; Brockerhoff et Hewett, 2000), parce la majorité des décès d'enfants est enregistrée dans un nombre restreint de familles et zones géographiques plus vulnérables (Madise et Diamond, 1995; Guo, 1993; McMurray, 1997; Kuate-Defo et Diallo, 1999).

Cette concentration des décès peut, en partie, s'expliquer par le fait que les progrès socio-économiques et sanitaires obtenus ne profitent pas à toutes les familles et communautés de la même manière (Hill, 1990; Jamison et al., 1993). La répartition inégalitaire des ressources et des infrastructures socio-économiques (par ex., entreprises, services publics, infrastructures scolaires et sanitaires) au profit de certaines localités d'un pays entraîne une concentration de la pauvreté et d'inaccessibilité à l'éducation et aux soins qui peut favoriser une concentration des décès (Turshen, 1999). Par ailleurs, certains milieux physiques sont, plus que d'autres, favorables au développement de certaines pathologies et maladies endémiques comme le paludisme en Afrique sub-Saharienne (Kuate-Defo, 1995). On peut donc s'attendre à ce que les niveaux de mortalité varient d'une communauté à l'autre, et que les décès soient davantage concentrés dans certaines régions plus que d'autres. Cette concentration communautaire des décès peut également refléter

une accumulation des problèmes et comportements alimentaires et thérapeutiques néfastes à la santé et à la survie des enfants dans certaines régions géographiques.

L'examen de la répartition spatiale des décès et l'identification de ses déterminants peut servir de support aux politiques sanitaires à mettre en œuvre pour l'amélioration de la santé des populations et contribuer à réduire la mortalité des enfants sur le continent, grâce à une meilleure caractérisation des régions et communautés à risques et une réorientation des ressources à leur profit (Gwatkin, 2000). Elle peut aussi aider à mieux comprendre, au delà des études classiques de la mortalité, les niveaux toujours élevés de ce phénomène et la stagnation, voire la hausse, de la mortalité des enfants dans certains pays africains (Kuate-Defo et Diallo, 1999). Cependant, les études qui se sont intéressées, dans une perspective comparative, à cette concentration sont rares en Afrique. Cette étude s'inscrit dans le cadre de la recherche des principaux facteurs de la répartition géographique des décès entre communautés africaines. Elle a deux objectifs : identifier les principaux déterminants de la répartition inégalitaire des pertes d'enfants entre les communautés et comparer les pays africains en fonction de leurs niveaux de concentration communautaire des décès. Le reste de l'article est divisé en quatre sections. La section suivante présente les données, variables et hypothèses. Les méthodes d'analyse sont décrites dans la troisième section. Les résultats des analyses forment la quatrième section. La dernière section est consacrée à la discussion des résultats.

2. Données, variables et hypothèses

2.1. Données

Dans cette étude, nous utilisons les données des Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) de 16 pays africains sélectionnés selon deux principaux critères : (i) avoir les

caractéristiques aux niveaux de la communauté, du ménage, de la famille/femme et de l'enfant; et (ii) être d'accès public. Au départ, nous avons considéré d'utiliser les données des 27 pays africains pour avoir un nombre encore plus important de communautés. Cependant, seuls 16 pays remplissaient nos deux conditions. L'enquête la plus récente a été choisie dans les pays où plusieurs EDS remplissaient nos deux conditions. C'est ainsi qu'en Afrique du nord, le Maroc a été le seul pays choisi en raison des restrictions d'accès aux données égyptiennes. En Afrique de l'ouest, le Bénin, le Burkina Faso, le Sénégal, la Côte d'Ivoire, la Mali, le Niger et le Nigeria ont été sélectionnés. Le Cameroun et la République Centrafricaine (RCA) représentent l'Afrique centrale. L'Afrique orientale et australe est représentée par le Malawi, le Zimbabwe, le Kenya, la Tanzanie, Madagascar et l'Ouganda. Les données utilisées ont été collectées entre 1990 et 1998. De telles données permettent de saisir la diversité de la concentration communautaire de la mortalité des enfants sur le continent. Elles permettent aussi de dégager non seulement des tendances générales réelles, indépendantes des contextes nationaux, mais aussi de voir les différences inhérentes aux spécificités nationales. De façon générale, les données collectées par les EDS ont été jugées pertinentes et de bonne qualité par de nombreux analystes de la mortalité des enfants (par ex., Arnoldt, 1991; Bicego et Ahmad, 1996; Sullivan et al., 1990; Curtis, 1995). Ce dernier considère de plus que les données sur la mortalité de la génération des EDS II (1990-94, principalement utilisées dans ce travail) sont de qualité relativement meilleure que celles des EMF et des EDS I (1985-89).

2.2. Définition et sélection des communautés

La plupart des EDS utilisent les grappes de l'échantillonnage comme leurs unités communautaires. Or, ces grappes n'ont pas nécessairement une signification géographique ou administrative qui peut servir de support aux politiques et programmes de santé. Pour notre part,

nous avons choisi d'utiliser les plus petites unités administratives (par ex., sous-préfectures, cercles, districts, cantons) identifiées dans les fichiers communautaires de chaque pays en distinguant toujours le milieu rural, les grandes villes et le reste de l'urbain. Ces communautés ont l'avantage d'exister physiquement et d'être repérables. Dans la mesure où elles sont moins nombreuses que les grappes, nous avons sélectionné 16 pays pour disposer d'un nombre suffisant de communautés permettant de mener à bien les analyses. Pour chaque pays, nous avons procédé à la fusion des fichiers Enfant, Femme, Ménage et Communautaire pour disposer du maximum d'informations pertinentes recueillies lors des enquêtes.

Le choix de ces communautés a été fait en deux étapes. Nous avons d'abord sélectionné les femmes au sein de toutes les communautés avant de procéder au choix des communautés retenues pour les analyses. Pour éviter l'effet de structure qui pourrait résulter du fait que certaines communautés ont plus de femmes nullipares ou plus de jumeaux que d'autres, toutes les femmes ayant moins de deux enfants et celles qui ont eu des jumeaux ont été retirées de l'échantillon. Une communauté qui a une forte proportion de femmes sans enfants risque facilement d'être classée parmi celles ayant une faible concentration à cause d'un nombre très réduit de décès par rapport aux naissances ou aux femmes. De même, on ne peut valablement pas utiliser dans une même analyse des variables relatives aux enfants et à leurs mères pour des femmes qui n'ont aucun enfant. Par contre, une communauté à forte proportion de femmes ayant eu des jumeaux risque d'être considérée comme ayant une forte concentration en raison essentiellement de la surmortalité des jumeaux par rapport aux singletons (Guo et Grummer-Strawn, 1993; Rustein, 1983, Justesen et Kunst, 2000).

Comme nous n'avons pas de variables qui correspondent aux unités communautaires que nous avons créées car les variables communautaires collectées se rapportent généralement aux unités d'échantillonnage, nous avons procédé à une agrégation au niveau communautaire des variables du ménage, de la femme et des enfants. Ces variables qui ont l'avantage d'être moins sensibles à l'endogénéité ont été utilisées dans de nombreuses recherches récentes en sciences sociales et biomédicales (e.g. Treurniet et al, 2000; Bird et Bauman, 1998; Crosse et al., 1997). Afin d'éviter l'effet des petits nombres sur les proportions calculées et d'assurer ainsi la validité des variables contextuelles à créer, nous avons décidé de ne retenir que les communautés ayant au moins cinq femmes remplissant les conditions citées précédemment. Nous avons finalement obtenu dans les 16 pays, 339 régions et 1 414 communautés. Les 57 133 femmes qui remplissent nos conditions ont eu 266 734 naissances vivantes parmi lesquelles 49 335 sont décédées.

2.3. Variables et hypothèses

2.3.1. Mesure de la concentration communautaire des décès et variable dépendante

La mesure de la concentration des décès d'enfants pose de nombreux problèmes aux analystes en raison de la difficulté de trouver des indicateurs spécifiques, différents de ceux, classiques, de la mortalité des enfants. Quelques indicateurs (comme la perte de deux enfants ou plus pour une femme ou encore la proportion des décès enregistrés chez les femmes ayant perdu plus d'un enfant par rapport à l'ensemble des décès) ont été proposés pour évaluer la concentration familiale des décès. Mais ils ne tiennent pas toujours compte de nombreux facteurs tels que la parité, le niveau général de mortalité du pays ou de la communauté dans lesquels vivent ces familles (pour une revue critique de ces indicateurs, voir Ronsmans, 1993; McMurray, 1997; Kuate-Defo et Diallo, 2001). Par exemple, deux femmes qui ont perdu chacune deux enfants ne peuvent pas être valablement comparées si l'une a une parité supérieure à 10 enfants et

l'autre n'a eu que deux enfants. Par ailleurs, deux femmes ou deux communautés de pays différents peuvent avoir les mêmes niveaux de mortalité sans pour autant être comparables, si leurs pays d'appartenance ont des niveaux de mortalité et de concentration significativement différents.

Au niveau communautaire, les indicateurs de concentration temporelle, spatiale et spatio-temporelle des maladies, développés par les épidémiologistes (e.g. Knox, 1964; Ederer et al., 1964) et basés sur une répartition dans le temps et dans l'espace des maladies sont essentiellement confrontés à l'absence de seuil statistiquement reconnu au delà duquel on peut parler de concentration et la difficulté de dissocier concentration et épidémie (Patterson et al., 1996). Les indicateurs de concentration communautaire des décès sont rares, voire inexistantes parce que les démographes se sont essentiellement intéressés aux inégalités familiales en matière de mortalité des enfants.

Pour tenir compte aussi bien du nombre d'enfants décédés que des naissances, nous avons créé une variable nommée CLUSTC, qui est la proportion moyenne des enfants décédés obtenue en faisant le rapport entre le nombre total de décès et celui des naissances vivantes dans chacune des communautés définies pour nos analyses. Une description sommaire de cette variable a permis de déceler une forte asymétrie et l'absence d'une allure régulière de sa courbe. Pour éviter certains biais d'estimation qui pourraient en découler, nous avons choisi de catégoriser cette variable en deux groupes, selon que la communauté avait plus de 20%⁹ de décès ou non (appelé dans le texte indicateur λ). Ces catégories exclusives permettent de classer et de comparer les communautés et surtout les pays selon leur niveau général de concentration communautaire. Cependant, cet indicateur ne tient pas compte du niveau général de la mortalité à l'intérieur d'un

même pays. Pour pallier cette lacune de λ et classer chaque communauté en fonction du niveau de mortalité communautaire effectif dans son propre pays, nous avons élaboré un second indicateur à partir de la moyenne et de l'écart-type communautaires de chaque pays.

Ainsi nous avons créé une variable dichotomique θ qui prend la valeur 1 si la communauté a un niveau de concentration qui se situe au delà de la moyenne nationale de CLUSTC + σ (où σ est l'écart-type) et 0 sinon. Cet indicateur θ sera utilisé comme variable dépendante. Elle mesure la concentration des décès car les communautés qui se situent au delà de la limite (moyenne + σ) ont forcément des niveaux de mortalité des enfants supérieurs à ceux des autres communautés du même pays. Notre choix se justifie également par le fait qu'il existe un niveau minimal de mortalité dans tous les pays, même en cas de répartition plus ou moins égalitaire des décès, comme c'est le cas dans les pays développés.

Ces deux indicateurs (λ et θ) ne saisissent pas la même réalité. Le premier pourrait être considéré comme un indicateur brut, qui ne tient pas compte des spécificités nationales dans les comparaisons. Il permet de catégoriser les communautés et les pays selon le niveau général de leur concentration communautaire des décès. En effet, si le niveau moyen de mortalité par communauté est très élevé dans un pays, on aura tendance à observer un grand nombre de communautés qui enregistrent plus de 20 % des décès et vice versa. Cependant, 20 % de pertes d'enfants n'ont pas la même signification pour une communauté malienne ou nigérienne et une communauté kenyane ou marocaine. Comme le second indicateur prend en compte le niveau général de mortalité de chaque pays, chaque communauté est comparée à la norme de son propre pays. Cela contribue à réduire les écarts observés et à favoriser une meilleure comparaison des

⁹ Ce seuil a été choisi pour éviter que plusieurs pays à très faible niveau de mortalité n'aient aucune communauté dans le groupe à risque.

communautés de pays différents, selon leur niveau de concentration des décès. Ce dernier indicateur sera appelé indicateur de concentration communautaire de la mortalité.

2.3.2. Variables explicatives et hypothèses

Les différences de concentration des décès entre communautés résultent des différences climatiques, environnementales et d'accessibilité aux infrastructures entre elles, mais aussi des caractéristiques des familles, des ménages et des enfants qui les composent. Dans cette étude, nous examinons l'influence des caractéristiques socio-économiques, bio-démographiques et comportementales des enfants et des familles/ménages agrégées au niveau communautaire et celle des caractéristiques communautaires sur les inégalités spatiales en matière de concentration de la mortalité. La définition des variables et leur spécification sont présentées au tableau 1.

2.3.2.1. Variables bio-démographiques liées à la reproduction

Il s'agit essentiellement de variables relatives à la paire mère-enfant. Nous évaluons les effets respectifs de la proportion des femmes qui ont une forte parité (six enfants et plus), de celle des femmes ayant un intervalle intergénérisique précédant moyen court (moins de 24 mois) et de celle des femmes qui ont eu une fécondité précoce (avant 20 ans) dans la communauté. Nous testons l'hypothèse selon laquelle il y a une relation négative entre les caractéristiques bio-démographiques (âge à la maternité, parité, longueur de l'intervalle entre naissances) et la concentration communautaire de la mortalité. La longueur des intervalles entre naissances est négativement associée à la survie des enfants successifs (Kuate-Defo, 1997; McMurray, 1997; Ronsmans, 1993; Hill, 1990) et la santé des mères (Hill; 1990). Des intervalles courts dans des pays où les problèmes alimentaires persistent, comme c'est le cas en Afrique, favorisent le syndrome d'épuisement maternel, des insuffisances pondérales à la naissance, un sevrage brutal

et, très souvent, des problèmes nutritionnels, qui augmentent les risques de décès des enfants. Zenger (1993) a montré que l'hétérogénéité entre les familles tend à disparaître après contrôle de l'espacement des naissances. Il y a donc de fortes chances que les communautés dans lesquelles se concentrent les femmes qui ont des naissances rapprochées aient des niveaux de concentration des décès plus élevés que les autres.

Zaba et David (1996) et Desai et Alva (1998) ont montré que les risques de concentration familiale des décès augmentent avec la parité de la femme et que les enfants des familles nombreuses étaient défavorisés. Cette relation peut être expliquée de deux manières. D'abord, par un effet combiné de remplacement et d'accumulation. En effet, les femmes qui ont des objectifs de fécondité en termes de nombre d'enfants désiré seront enclines à « remplacer » un enfant aussitôt après son décès et à faire plus d'enfants que souhaité (accumulation) pour anticiper la perte éventuelle de certains d'entre eux (Montgomery et Cohen, 1998). Une telle situation peut entraîner une réduction des intervalles entre naissances et, par conséquent, des chances de survie des enfants. Ensuite, le risque de décéder est important parmi les naissances de rang élevé en raison du syndrome d'épuisement maternel et de la compétition entre frères et sœurs pour des ressources maternelles et familiales limitées (Kuate Defo, 1998; Zaba et David, 1996; Kumar et al., 2000). On peut donc présupposer que les niveaux de concentration seront plus élevés dans les communautés où prédominent les familles à forte parité que dans les autres. La fécondité précoce, surtout aux premières années de l'adolescence, peut être associée à un risque plus élevé de concentration de deux manières : les enfants de mères adolescentes courent des risques de décès plus élevés que ceux des femmes plus matures, et les risques de décès d'enfants sont plus élevés dans les familles ayant déjà perdu un enfant (Alam et Van Ginneken, 1999; Sastry, 1997a; Guo, 1993).

Tableau 1 : Définition des variables

Dénomination	Définition et spécification	Sigle	Modalités	Variable agrégée au niveau communautaire
Indicateurs et variable dépendante				
Niveau général de mortalité	Proportion des communautés ayant perdu 20 % et + de leurs enfants	λ	0. Moins de 20 % de pertes 1. 20 % et plus de pertes	
Concentration communautaire des décès	Communauté dont le niveau de mortalité est supérieur ou non à la moyenne nationale + 1écart-type	θ	0. Niveau < (moyenne + σ) 1. Niveau \geq (moyenne + σ)	
Variables explicatives : Obtenues par agrégation des variables ci-dessous au niveau communautaire				
Niveau Enfant/mère				
Espacement des naissances	Intervalle intergénésiq ue précédant moyen pour chaque femme (en mois)	SHORTPBI	0. Long : 24 mois et plus 1. Court : moins de 24 mois	Proportion des femmes ayant un intervalle moyen court dans la communauté.
Niveau de fécondité	Parité atteinte des femmes	FPARITE	0. Faible parité, < 6 enfants 1. Forte parité, 6 enfants et +	Proportion des femmes ayant une forte parité dans la communauté.
Précocité de la fécondité	Age à la première naissance.	PFECPREC	0. Tardive, 20 ans et plus 1. Précoce, < 20 ans	Proportion des femmes ayant eu une fécondité précoce dans la communauté.
Niveau couple/Famille/Ménage				
Education de la mère	Niveau d'instruction de la mère.	PWNEDUC	0. Déjà scolarisée 1. Jamais scolarisée	Proportion des femmes n'ayant jamais été scolarisée dans la communauté.
Education du conjoint	Niveau d'instruction du père/conjoint de la mère.	PHNEDUC	0. Déjà scolarisé 1. Jamais scolarisé*	Proportion des femmes dont le conjoint n'a jamais été scolarisé dans la communauté.
Contraception	Pratique contraceptive de la mère au moins une fois, toutes méthodes confondues .	PWNUSED	0. Déjà utilisé 1. Jamais utilisé	Proportion des femmes n'ayant jamais utilisé une méthode quelconque de contraception dans la communauté.
Statut matrimonial	Célibat des femmes.	PCELIB	0. Déjà mariée 1. Jamais mariée	Proportion des femmes célibataires dans la communauté.
Communication au sein du couple	Discussion au moins une fois au sujet de la planification familiale (PF) entre conjoint.	PFDISCU	0. Jamais 1. Au moins une fois	Proportion des femmes ayant déjà discuté de la PF avec leur conjoint dans la communauté.
Période	Cohorte de naissance de la mère.	PCOHOR60	0. Autre période 1. Née entre 1960 et 1969	Proportion des femmes appartenant à la cohorte 1960-69 dans la communauté.
		PCOHOR70	0. Autre période 1. Née entre 1970 et après	Proportion des femmes née dans les années 70 et après dans la communauté.
Statut socio-économique du ménage	Indice socio-économique du ménage. Ménage disposant des items suivants : électricité, radio, bicyclette, auto ou frigo.	ISEM	0. Très pauvre, ne dispose d'aucun item 1. Dispose au moins d'un item	Proportion des ménages moins pauvres dans la communauté.
Niveau Communauté et contrôle				
Résidence	Milieu d'appartenance des femmes dans la communauté	PCRURAL	0. Urbain 1. Rural	Proportion des femmes rurales dans la communauté.
Parité moyenne de la communauté	Rapport entre le nombre de naissances et celui des femmes	MPARITYA		
Pays	Pays d'appartenance de la communauté	PAYS	16 pays	

(*) Modalité retenue pour les femmes célibataires.

Ainsi, une femme qui a eu une fécondité très précoce peut voir son premier enfant décéder rapidement et, par conséquent, appartenir à une famille à risque de concentration. La survie de l'enfant précédent est d'ailleurs très souvent utilisée comme proxy des facteurs génétiques partagés par une fratrie (Manda, 1998) car certaines causes de décès du premier enfant peuvent facilement se reproduire pour les enfants suivants, en particulier dans les milieux où la scolarisation, l'hygiène, l'accès aux soins et le statut nutritionnel des enfants sont précaires et où les mariages consanguins sont fréquents (Ronsmans, 1995 et 1996). On peut donc s'attendre à ce que les communautés dans lesquelles la primo-fécondité est précoce soient plus défavorisées que les autres.

2.3.2.2. Variables socio-économiques, démographiques et comportementales

Au niveau de la famille et du ménage, l'impact des caractéristiques socio-économiques, démographiques et des comportements reproducteurs, agrégées au niveau communautaire sur les inégalités communautaires en matière de concentration des décès sera étudiée. Parmi les facteurs socio-économiques et démographiques, l'éducation des conjoints¹⁰, le statut matrimonial et la cohorte de naissance de la mère ainsi que l'indice socio-économique du ménage (ISEM) seront considérés. Nous testons l'hypothèse qu'il existe une relation inverse significative entre l'éducation de masse, la contraception et l'ISEM et la concentration communautaire des décès.

La contribution de l'éducation des parents aux différences familiales et spatiales de la mortalité a été largement étudiée, avec des conclusions nombreuses et diverses. Pour certains, l'éducation (surtout secondaire) des mères serait le principal facteur explicatif de la mortalité des enfants et de la répartition inégalitaire des décès entre familles et communautés, en raison de son

¹⁰ Pour les femmes célibataires, le conjoint est considéré comme analphabète

impact positif sur l'hygiène, l'utilisation des soins modernes de santé, la nutrition et la contraception (Das Gupta, 1990, Hobcraft, 1993). Pour d'autres chercheurs en revanche, il faudrait relativiser l'impact de cette variable qui serait davantage un proxy du statut socio-économique des ménages et qui caporalise l'effet de plusieurs variables non-mesurées ou non-mesurables (Finerman, 1994). Desai et Alva (1998) ont montré qu'en contrôlant les effets respectifs de l'éducation du conjoint, de l'accès à l'eau potable et à des toilettes modernes, l'impact de cette variable sur la survie des enfants était fortement atténué.

La relation entre l'état matrimonial de la mère et la concentration des décès demeure encore faiblement étudiée. On reconnaît cependant l'existence d'une surmortalité des enfants de mères célibataires qui sont généralement moins nanties que les autres femmes. On peut donc supposer que les communautés ayant de forts taux de célibat auront des niveaux de concentration des décès plus élevés que les autres, *ceteris paribus*. L'un des objectifs implicites de cette étude est de dégager les tendances de la concentration communautaire des décès en Afrique. Un des moyens de le faire avec des données transversales est de voir l'évolution du phénomène selon la cohorte de naissance de la femme. Nous avons retenu trois cohortes : les femmes nées avant 1960, celles qui sont nées dans la décennie 1960-69 et celles qui sont nées dans les années 1970 et après. L'analyse du niveau général de la concentration communautaire des décès en fonction de la cohorte d'appartenance des femmes permettra de déceler les tendances de celle-ci après contrôle de la parité.

Nous estimons la richesse (ou la pauvreté) des ménages par la méthode dite des « Living Standard Measurement » qui utilise souvent la disponibilité de certaines facilités telles que la radio, l'électricité ou l'eau potable comme proxy du statut socio-économique du ménage

(Montgomery et al., 2000). L'ISEM a été construit sur la base de la disponibilité d'électricité, de radio, de télévision, de frigo et de bicyclette. Les ménages qui ne disposent d'aucune de ces facilités seraient plus pauvres que les autres.

Deux variables ont été sélectionnées au niveau familial pour étudier l'effet des comportements reproducteurs sur les différences communautaires de concentration des décès : la pratique contraceptive (toutes méthodes) et la discussion des conjoints au sujet de la planification familiale. La pratique contraceptive va de pair avec une faible concentration des décès en raison notamment d'une meilleure gestion de la fécondité de la femme (Kuate-Defo et Diallo, 1999; Brehm, 1993). La contraception tend à accroître l'espacement des naissances et à réduire le nombre de naissances de rang élevé et par conséquent la parité des femmes. La discussion des conjoints au sujet de la planification familiale peut également traduire une plus grande prédisposition à l'espacement des naissances et à l'utilisation des services de soins modernes favorables à la survie des enfants. Elle reflète aussi les relations de genre au sein du couple et une probable meilleure prise en compte de l'avis de la mère dans les décisions relatives à la santé du couple.

2.3.2.3. Variables communautaires

Nous présumons qu'en raison des différences d'accès aux infrastructures socio-sanitaires modernes, les communautés rurales expérimentent des risques de concentration plus élevés que les communautés urbaines. L'appartenance de la communauté au milieu urbain ou rural sera la seule variable communautaire étudiée dans la mesure où la plupart des caractéristiques communautaires retenues lors des EDS reflètent la situation au moment de l'enquête et qu'elles ne correspondent pas à l'unité communautaire créée. La survie des enfants

dépend fortement de l'accès aux soins, du suivi des grossesses et des visites post-natales, de la vaccination, de l'accès à l'eau potable, d'un logement adéquat, des toilettes modernes et de nombreux autres facteurs d'accès aux soins et aux infrastructures socio-sanitaires modernes. Or, cet accès est plus assuré en milieu urbain qu'en milieu rural. Dans un souci d'harmonisation de l'information disponible, nous n'avons pas retenu le statut migratoire qui distingue les femmes qui n'ont jamais migré des autres, bien que cette variable se soit révélée pertinente dans l'explication des inégalités familiales de la concentration des décès dans certains pays africains (Kuate-Defo et Diallo, 2001, article 1 de cette thèse) et qu'elle permettrait de mieux interpréter les résultats relatifs au milieu de résidence. En effet, certains pays n'ont pas collecté l'information à son sujet et dans d'autres pays, le nombre de femmes n'ayant jamais migré était trop faible pour constituer une catégorie significative à part. Enfin, la parité moyenne de chaque communauté et les pays d'appartenance seront essentiellement utilisés comme variables de contrôle. Les différences nationales de la concentration communautaire des décès seront étudiées, avant et après contrôle des autres caractéristiques.

3. Méthodes d'analyse

Nous utilisons les techniques d'analyse multi-niveaux qui permettent de prendre en compte différents niveaux hiérarchiques de variabilité. Ces techniques ont en outre l'avantage de fournir des estimés plus valides du fait de la sous-estimation des erreurs-types par les méthodes classiques (Goldstein, 1995; Longford, 1993). Deux niveaux seront considérés : la communauté telle que définie sera le niveau 1 alors que la région ou la province¹¹, qui sont généralement les unités administratives les plus grandes de chaque pays, constituent le niveau 2 car les différences de mortalité entre les communautés sont parfois le reflet des inégalités régionales plutôt que

¹¹ Au Nigeria, les unités de niveau 2 sont les états qui composent la fédération.

locales (Kalipeni, 1993). Sastry (1997a) a montré qu'au Brésil, la région du Nord-Est avait des niveaux de mortalité de loin supérieurs à ceux de toutes les autres régions du pays. En consultant les rapports d'analyse des EDS, de telles différences sont observées dans plusieurs pays africains. Nous avons distingué pour chaque région ou province l'urbain et le rural.

Nous appliquerons la régression logistique à deux niveaux en raison de la nature dichotomique de notre variable dépendante θ . La structure de base d'une analyse logistique à deux niveaux peut s'écrire comme suit :

$$\text{Log} (P_{ij}/(1-P_{ij})) = f(Z_{ij} \beta_j) \quad (1)$$

avec, i et j respectivement la communauté et la région;

Z_{ij} : le vecteur des variables

β_j : le vecteur des coefficients qui peut comporter une partie fixe (β) et une partie aléatoire (η_j) rattachée à certaines variables explicatives qui ont des composantes aléatoires significatives au second niveau.

De façon plus spécifique, notre modèle peut s'écrire, comme la somme d'une partie fixe, d'une partie aléatoire et des variances aux différents niveaux de la manière suivante :

$$\text{Log} (P_{ij}/1-P_{ij}) = \beta_0 + (\beta_1 Z_{ij} + \beta_2 Y_j) + (\eta_1 X_{ij} + \eta_2 T_{ij}) + e_{ij} + u_j \quad (2)$$

Avec :

$\beta_0 \beta_1 \beta_2$: Vecteur-coefficients de la partie fixe avec β_0 la constante;

Z_{ij} et Y_j : Vecteurs respectifs des variables communautaires et régionales;

η_1 et η_2 : Vecteurs-coefficients de la partie aléatoire des variables de chaque niveau;

X_{ij} et T_j : Vecteurs respectifs des composantes aléatoires des variables de niveau 1 et 2;

e_{ij} et u_j : Erreurs aléatoires communautaire et régionale.

Ainsi, si respectivement $\sigma^2 e_{ij}$ et $\sigma^2 u_j$ sont les variances résiduelles de niveau 1 (communauté)¹² et 2 (région), l'effet intrinsèque des variations régionales, appelé aussi corrélation intra-classe, est obtenu grâce à la formule :

$$\text{Effet communautaire} = \sigma^2 u_j / (\sigma^2 u_j + \sigma^2 e_{ij}) \quad (3)$$

Cet effet peut être exprimé en pourcentage. Son complément à l'unité représente l'effet communautaire (variations entre les communautés) car nous n'avons que deux niveaux.

4. Résultats

4.1. Estimation de la concentration communautaire des décès

Le tableau 2 présente la répartition de notre échantillon d'enfants, de femmes et de communautés selon notre indicateur de concentration θ qui tient compte du niveau national de la mortalité. Pour l'ensemble des communautés, la parité moyenne des femmes est de 4,7 enfants et chaque femme a perdu en moyenne 0,9 enfants, soit 18,5% de sa progéniture. Les communautés à niveau élevé de concentration représentent 16 % de l'ensemble des communautés.

Tableau 2 : Répartition de nos échantillons et indicateurs de concentration selon les niveaux de mortalité des communautés (données pondérées)

Indicateurs	Ensemble (I)	Communautés à faible mortalité $\theta = 0$ (II)	Communautés à forte mortalité $\theta = 1$ (III)	% (III) / (I)
Nombre total de femmes	57132,55	48630,27	8502,28	14,9
Nombre total d'enfants	266734,45	225449,98	41284,47	15,5
Nombre total de décès	49334,86	37530,75	11804,11	23,9
Nombre total de communautés	1414	1191	223	15,8
Décès/Femmes	0,9	0,8	1,4	
Décès / Enfants (%)	18,5	16,6	28,6	
Enfants / Femmes	4,7	4,6	4,9	
Femmes / Communauté	40,4	40,8	38,1	

¹² La variance résiduelle au niveau 1 de la distribution logistique est égale à $\Pi^2/3$ d'après Snijders et Bosker (1999).

Elles contiennent environ 15 % des femmes et 15 % des enfants mais enregistrent 23 % des décès. Dans ces communautés, la parité moyenne des femmes est légèrement plus élevée (4,9 contre 4,6 dans les communautés à faible niveau de mortalité) mais les décès sont beaucoup plus importants car une femme perd en moyenne 29 % de ses enfants (contre 17 % dans les communautés à faible niveau de mortalité). Une femme qui vit dans les communautés plus à risque a, en moyenne, à peine 6 % de plus d'enfants que sa consœur des autres communautés mais 75 % de plus de décès. Ces différentes statistiques témoignent de l'existence d'une concentration communautaire et familiale des décès. L'étude des inégalités géographiques de la mortalité ne doit donc pas occulter les inégalités familiales et sociales qui les génèrent.

4.2. Différentiels de la concentration communautaire des décès en Afrique

Le tableau 3 fournit la répartition des communautés selon les variables explicatives et nos deux indicateurs λ et θ .

Dans l'ensemble, près de quatre communautés sur 10 (37%) ont perdu plus de 20% de leurs enfants mais seulement une d'entre elles sur six (16 %) a des niveaux de mortalité significativement supérieurs à la moyenne de leurs pays respectifs. Les variables explicatives continues ont été classées en trois catégories hiérarchiques en distinguant, pour chaque variable, les communautés dont : (i) aucune (0%) femme ne remplit la condition; (ii) celles dont moins de 50% des femmes remplissent la condition et; (iii) celles dont plus de la moitié des femmes remplissent la condition. Au sein de ces communautés, la fécondité précoce (87 %), l'analphabétisme des femmes (62%), l'absence de pratique contraceptive (63%), sont très fréquents. La pauvreté et le célibat sont par contre plus ou moins équitablement répartis entre les

communautés. Parmi les pays, l'Ouganda, le Niger, le Sénégal et le Burkina fournissent le lot le plus élevé de communautés alors que le Zimbabwe, la Centrafrique et le Kenya y contribuent plus faiblement.

L'observation du tableau montre également que les deux indicateurs donnent généralement les mêmes tendances et que les écarts sont moins marqués avec θ . Les principales différences observées proviennent essentiellement des faibles effectifs qui entachent la validité des proportions dans certaines catégories.

Les résultats obtenus vont généralement dans le sens des attentes, sauf là où les effectifs sont faibles. La concentration communautaire semble positivement associée à la parité, à la fécondité précoce, au célibat et à la pauvreté et, négativement corrélée à l'éducation, à la contraception, à l'espacement des naissances, à la discussion des conjoints au sujet de la planification familiale et à l'urbanisation.

En considérant l'indicateur λ , on remarque que les communautés qui ont plus de 50 % d'analphabètes sont neuf fois plus représentées dans le groupe ayant plus de 20 % de décès que les communautés sans femme analphabète (quatre fois plus pour les hommes). Cette configuration varie du simple au quadruple pour ce qui est de la contraception et de la cohorte 1970+, et du simple au double pour la résidence rurale et la forte parité. Pour les catégories ayant des effectifs significatifs, on relève un niveau de λ élevé dans les communautés à fort taux de célibataires.

Tableau 3: Niveaux de concentration et de mortalité communautaires selon les variables retenues

Variables*	Proportion des communautés ayant 20% et + de décès (λ)		Niveau de concentration (θ)		Nombre de communautés N	%
Ensemble	36.6		15.8		1414	100.0
Intervalle Précédant court						
1. Aucune femme (0%)	26.4		13.6		235	16.6
2. Moins de 50 %	38.9		16.1		1165	82.4
3. 50 % et plus	21.4		28.6		14¶	01.0
Forte parité						
1. Aucune femme (0%)	23.1		11.5		26¶	01.8
2. Moins de 50 %	36.2		15.4		1292	91.4
3. 50 % et plus	45.8		21.9		96	06.8
Fécondité précoce						
1. Aucune femme (0%)	00.0		00.0		00	00.0
2. Moins de 50 %	19.7		13.1		183	12.9
3. 50 % et plus	39.2		16.2		1231	87.1
Femme jamais scolarisé						
1. Aucune femme (0%)	05.7		05.7		53	03.8
2. Moins de 50 %	21.5		10.5		484	34.2
3. 50 % et plus	46.9		19.3		877	62.0
Père/conjoint jamais scolarisé						
1. Aucune femme (0%)	13.3		10.5		105	07.4
2. Moins de 50 %	23.6		12.2		647	45.8
3. 50 % et plus	53.0		20.1		662	46.8
Femme jamais utilisé contraception						
1. Aucune femme (0%)	10.0		03.3		30¶	02.1
2. Moins de 50 %	22.6		08.7		492	34.8
3. 50 % et plus	45.3		20.1		892	63.1
Femme célibataire						
1. Aucune femme (0%)	42.4		18.3		1008	71.3
2. Moins de 50 %	22.3		09.7		404	28.6
3. 50 % et plus	50.0¶		00.0¶		2¶	00.1
Discussion PF entre conjoints						
1. Aucune femme (0%)	36.5		28.0		200	14.2
2. Moins de 50 %	42.6		16.0		891	63.0
3. 50 % et plus	20.1		07.4		323	22.8
Cohorte de naissance des femmes 1960-69						
1. Aucune femme (0%)	83.3¶		50.0¶		6¶	00.4
2. Moins de 50 %	38.5		17.0		895	63.3
3. 50 % et plus	32.7		13.3		513	36.3
Cohorte de naissance des femmes 1970 et +						
1. Aucune femme (0%)	21.8		14.2		211	14.9
2. Moins de 50 %	38.3		15.9		1173	83.0
3. 50 % et plus	76.7		23.3		30¶	02.1
Indice socio-économique du Ménage						
1. Aucune femme (0%, Très pauvre)	44.3		23.3		61	04.3
2. Moins de 50 %	52.2		23.2		366	25.9
3. 50 % et plus (moins pauvre)	30.4		12.6		987	69.8
Caractère de la communauté						
1. Urbain	20.6		08.5		495	35.0
2. Rural	45.3		19.7		919	64.0
Pays d'appartenance	Niveau	Rang	Niveau	Rang		
1. Bénin	39.6	6	16.2	7	111	07.9
2. Burkina	56.5	4	13.7	14	124	08.8
3. Centrafrique	15.2¶	13	15.2¶	11	33¶	02.3
4. Cameroun	22.2	10	15.4	9	117	08.3
5. Côte d'ivoire	20.4	11	16.8	4	117	08.3
6. Kenya	08.3	14	10.4	16	48	03.4
7. Madagascar	39.3	7	15.9	8	107	07.6
8. Mali	84.1	1	14.3	12	63	04.5
9. Maroc	05.7	15	14.3	12	105	07.4
10. Malawi	71.4¶	3	11.4¶	15	35¶	02.5
11. Nigéria	34.0	8	18.0	2	50	03.5
12. Niger	74.8	2	18.9	1	127	09.0
13. Sénégal	40.7	5	15.4	9	123	08.7
14. Tanzanie	19.6	12	17.6	3	102	07.2
15. Ouganda	27.5	9	16.7	5	138	09.8
16. Zimbabwe	00.0¶	16	16.7¶	5	18¶	01.3

(*) Proportion des femmes/ménages qui remplissent cette condition dans la communauté; (¶) Effectif faible (< 40 cas).

Les principales différences entre les deux indicateurs λ et θ portent sur la communication des conjoints relativement à la planification familiale et l'ISEM. Alors qu'on observe une tendance régulière attendue de la relation négative entre la discussion de la planification familiale et l'ISEM et θ , c'est une forme en U et en cloche qui se dégagent respectivement entre ces deux variables et λ . Le niveau de l'indicateur λ est moins élevé dans les communautés dont aucun couple n'a discuté de la planification familiale que dans celles où moins de la moitié des couples l'ont fait. De même, on remarque qu'il est moins élevé dans les communautés très pauvres que dans celles légèrement moins pauvres. Dans les deux cas, les couples/ménages qui composent les premières communautés (0 %) ont certainement conservé les attitudes et pratiques traditionnelles favorables à la survie des enfants comme un espacement des naissances adéquat et un allaitement prolongé. Par contre, les couples/ménages des communautés intermédiaires (moins de 50 %) vivent peut-être dans des communautés où ces pratiques traditionnelles ont été abandonnées et les pratiques modernes, telles que la contraception, l'hygiène et la bonne nutrition des enfants, ne sont pas encore bien implantées, maîtrisées, accessibles ou acceptées.

Nous avons souligné précédemment que les deux indicateurs ne saisissent pas la même réalité, comme l'attestent leurs variations selon les pays. Au Mali, au Niger et au Malawi, plus de sept communautés sur 10 perdent plus de 20 % des décès alors qu'au Maroc et au Kenya, moins de 10% des communautés atteignent ce seuil. Au Zimbabwe¹³, aucune communauté ne perd plus de 20 % de ses enfants. Cette situation suggère deux constats importants. La première est que les pertes moyennes d'enfants par communauté sont supérieures dans les premiers pays cités et inférieures dans les trois derniers. La seconde, sans doute la plus importante est que dans les 6

¹³ Il faut cependant tenir compte du faible nombre de communautés retenues dans ce pays.

pays cités, les décès seraient plus ou moins équitablement répartis entre les communautés de chaque; la grande majorité des communautés partageant le même sort.

En comparant le classement des pays selon les deux indicateurs, de nombreuses différences émergent. Le Mali qui occupait le premier rang (niveau le plus élevé) pour λ se retrouve 12^{ème} dans le classement des niveaux de concentration θ , à égalité avec le Maroc qui occupait l'avant dernière place (15^{ème}) dans la classification précédente. Le Zimbabwe, dernier dans le premier classement avec aucune communauté au delà des 20 % de pertes est seulement 5^{ème}, à égalité avec l'Ouganda qui occupait pourtant la 9^{ème} place dans le classement précédent. Le Niger occupe la place la moins enviable selon les deux classements. Cela signifie que le niveau de mortalité généralement élevé dans ce pays se conjugue avec (s'explique peut-être par) une forte concentration de la mortalité dans des communautés plus vulnérables, contrairement au Mali où les décès semblent répartis de façon plus égalitaire entre les communautés. Les analyses explicatives permettront de confirmer ou d'infirmer ces tendances brutes et d'identifier des facteurs à l'origine de telles différences entre pays et communautés.

4.3. Déterminants de la concentration communautaire de la mortalité en Afrique

Les analyses bivariées décrivent des relations brutes, qui ne tiennent pas compte des autres facteurs susceptibles d'influencer les fluctuations de la variable dépendante. Nous avons élaboré six modèles, dont celui des effets bruts qui servira de base aux comparaisons. Le tableau 4 présente les résultats obtenus. En considérant le modèle des effets bruts, les conclusions tirées de l'analyse descriptive se maintiennent.

Conformément à nos hypothèses H1 et H2, la concentration communautaire des décès est positivement associée au rapprochement des naissances, à la parité élevée, à la fécondité précoce, à la non-scolarisation des femmes et/ou de leurs conjoints, à l'absence de contraception, à la pauvreté, à la parité communautaire et à la résidence rurale. Elle est par contre négativement associée au célibat et à la discussion des conjoints au sujet de la planification familiale.

Dans de nombreux pays africains, en dehors des femmes qui vivent en union libre et qui sont souvent considérées comme étant mariées, la fécondité pré-nuptiale demeure encore mal vue car le cadre socialement reconnu de la reproduction est l'union stable (Kuate-Defo, 2000).

Il faut donc s'attendre à ce que les femmes célibataires qui remplissent les conditions fixées (deux enfants au moins, sans jumeaux) aient une parité faible qui va de pair avec une faible mortalité. La discussion au sujet de la planification familiale entre conjoints d'une communauté contribue à faire baisser les niveaux de concentration des décès au sein de celle-ci. Discuter d'un tel sujet signifie certainement une plus grande prédisposition à : (i) la prise en compte de l'opinion de la femme dans les décisions du couple et de la famille en matière de fécondité et de soins de santé; (ii) l'usage de la contraception et; (iii) l'espacement, voire à la limitation des naissances. Des conjoints qui discutent de la planification familiale sont généralement scolarisés et ils sont sans doute plus enclins à recourir soins prénatals et postnatals modernes, favorables à la survie des enfants.

Classé comme ayant les niveaux de concentration les plus élevés, le Niger a été choisi comme référence pour les analyses explicatives. Les effets bruts de la variable pays confirment que tous les pays ont des niveaux de concentration communautaire plus faibles que le Niger, même si les écarts ne sont pas toujours significatifs.

Tableau 4 : Résultats des modèles logistiques multi-niveaux

Variabiles	Effets bruts	Modèle A	Modèle B	Modèle C	Modèle D (saturé)	Modèle E	Modèle F
Constante	-1.68 (0.07)*	-3.34 (0.40)*	-1.29 (0.47)*	-1.48 (0.98)	-1.42 (1.33)	-1.42 (1.33)	-5.11 (0.47)*
Variabiles niveau mère/enfant							
Intervalle précédant court	1.99 (0.58)*	1.79 (0.57)*		2.00 (0.68)*	3.61 (0.80)*	3.63 (0.84)*	
Forte parité	2.87 (0.58)*	2.60 (0.59)*		1.91 (1.27)	2.04 (1.33)	2.12 (1.35)	
Fécondité précoce	0.98 (0.48)§	0.66 (0.49)		0.88 (0.59)	0.37 (0.69)	0.34 (0.69)	
Variabiles niveau famille/ménage							
Femme jamais scolarisé	1.58 (0.26)*		1.20 (0.55)§	1.36 (0.57)§	0.95 (0.67)	0.92 (0.68)	2.66 (0.47)*
Père/conjoint jamais scolarisé	1.25 (0.22)*		-0.29 (0.48)	-0.35 (0.49)	0.75 (0.63)	0.83 (0.63)	
Femme jamais utilisé contraception	2.12 (0.30)*		1.27 (0.34)*	1.06 (0.34)*	0.62 (0.46)	0.59 (0.46)	1.61 (0.41)*
Femme célibataire	-8.34 (2.57)*		-4.47 (2.36)§	-4.20 (2.39)	-7.84 (2.69)*	-7.70 (2.69)*	
Discussion PF entre conjoints	-2.11 (0.35)		-1.05 (0.40)*	-0.78 (0.43)	-2.77 (0.63)*	-2.76 (0.64)*	
Cohorte de naissance							
Cohorte avant 60 (référence)							
Cohorte 1960-69	-1.22 (0.59)§		-1.45 (0.62)§	-1.77 (0.70)§	-2.50 (0.83)*	-2.49 (0.83)	
Cohorte 1970 et après	0.49 (0.52)		-0.66 (0.57)	-1.50 (0.71)§	-1.81 (1.21)	-1.81 (1.22)	
Indice socio-économique du Ménage	-1.54 (0.25)*		-1.18 (0.30)*	-1.07 (0.30)*	-1.79 (0.45)*	-1.79 (0.45)*	
Variabiles communautaire, de contrôle et pays							
Milieu de résidence rural	1.03 (0.19)*			0.61 (0.20)*	0.52 (0.27)	0.53 (0.27)*	
Parité moyenne de la communauté	0.50 (0.11)*			-0.35 (0.25)	-0.26 (0.27)	-0.27 (0.27)	
Pays d'appartenance							
2. Bénin	-0.18 (0.35)				1.27 (0.50)§	1.29 (0.49)§	0.21 (0.36)
3. Burkina	-0.38 (0.35)				0.50 (0.58)	0.47 (0.58)	0.13 (0.38)
4. Centrafrique	-0.25 (0.54)				1.65 (0.72)§	1.69 (0.72)§	0.82 (0.57)
5. Cameroun	-0.25 (0.35)				1.10 (0.62)	1.07 (0.62)	0.86 (0.38)§
6. Côte d'Ivoire	-0.12 (0.34)				3.46 (0.59)*	3.42 (0.59)*	0.42 (0.35)
7. Kenya	-0.68 (0.53)				1.89 (0.75)§	1.89 (0.77)§	1.53 (0.60)§
8. Madagascar	-0.19 (0.35)				0.89 (0.61)	0.93 (0.61)	1.44 (0.45)*
9. Mali	-0.33 (0.43)				0.43 (0.55)	0.44 (0.55)	-0.27 (0.44)
10. Maroc	-0.32 (0.36)				-0.20 (0.72)	-0.21 (0.72)	0.52 (0.41)
11. Malawi	-0.58 (0.58)				1.35 (0.75)	1.34 (0.76)	0.85 (0.61)
12. Nigéria	-0.05 (0.44)				-0.41 (0.66)	-0.39 (0.66)	0.42 (0.46)
13. Sénégal	-0.23 (0.34)				-0.05 (0.54)	-0.04 (0.54)	-0.27 (0.35)
14. Tanzanie	-0.07 (0.35)				1.45 (0.61)§	1.48 (0.62)§	1.26 (0.41)*
15. Ouganda	-0.14 (0.33)				1.58 (0.53)*	1.62 (0.54)*	1.34 (0.39)*
16. Zimbabwe	-0.13 (0.68)				2.19 (0.90)§	2.21 (0.91)§	2.92 (0.76)*
Niger (référence)							
Effets aléatoires							
Intervalle précédant court						10.20 (13.17)	
Discussion de la PF						04.54 (5.47)	
Indice socio-économique du ménage						00.0 (00.0)	
-2Loglikelihood	1157.84			591.50	259.13	253.93	
Variance Régionale	0.36 (0.58)			1.26 (0.41)	1.87 (0.40)*	2.59 (1.16)*	
Variance communautaire	0.96 (0.08)*			0.79 (0.05)	0.71 (0.05)*	0.67 (0.05)	
Corrélation intraclasse (%)	9.9			27.8	36.3	44.1	

(*) p < 1% ; (§) p < 5%.

Le modèle A fournit les résultats de la régression logistique multi-niveaux avec les variables bio-démographiques du niveau enfant/mère. L'effet de l'espacement des naissances et de la parité élevée diminue légèrement mais demeure toujours significatif. Par contre, celui de la fécondité précoce s'annule du fait de la prise en compte de la forte parité. La fécondité précoce contribue donc fortement à l'augmentation de la parité des femmes qui, elle-même, élève la parité moyenne communautaire positivement associée à la concentration des décès.

Le modèle B contient les résultats des variables socio-économiques et comportementales. Toutes les variables significatives du modèle des effets bruts résistent à la prise en compte des autres facteurs, sauf l'éducation du père/conjoint dont l'effet est dissolu par celui de la mère. Le changement de signe de l'éducation du père est essentiellement causé par la prise en compte combinée de l'éducation de la femme et de sa contraception. En d'autres termes, dans une communauté donnée, si une masse critique de femmes ont accès à l'éducation et à la contraception, la contribution de l'éducation des hommes est fortement réduite.

La prise en compte de l'éducation de la femme réduit considérablement les différences inhérentes au célibat et à la cohorte de naissance. Les différences relatives au statut matrimonial proviendraient donc en partie du fait que femmes célibataires sont plus scolarisées que leurs consœurs déjà mariées. Les écarts observés entre la cohorte 1970+ et celles des femmes plus âgées (avant 1960) sont essentiellement dues à la (non) scolarisation et surtout à la contraception. En contrôlant pour ces deux variables, la concentration communautaire des décès due à la cohorte 1970+ est plus basse que celle due à la cohorte de référence. Les communautés dans lesquelles les jeunes femmes sont plus nombreuses que les femmes âgées auraient donc des niveaux d'éducation et de prévalence contraceptive plus élevés que les autres et par conséquent, des

niveaux de concentration plus bas du fait de la relation négative entre ce phénomène et l'éducation et la contraception.

Le modèle C présente les résultats de la prise en compte simultanée de toutes les variables à l'exception du pays. L'espacement des naissances est la seule variable bio-démographique qui résiste au contrôle des autres facteurs du modèle, comme cela a été trouvé par ailleurs (Curtis et al., 1993; Howlader et al., 2000). L'éducation de la femme, sa pratique contraceptive, sa cohorte de naissance et la richesse du ménage demeurent les seules variables socio-économiques et comportementales significatives. Le caractère rural de la communauté est aussi un déterminant important de la répartition communautaire des décès, comme conjecturé.

Les comportements reproducteurs (contraception, discussion de la planification familiale et parité moyenne communautaire) ont annulé l'effet de la forte parité sur la concentration communautaire des décès. Ce résultat paraît logique dans la mesure où, contrairement à l'argument de la santé de la mère et de l'enfant mis en avant par certains organismes internationaux qui interviennent dans le domaine de la santé reproductive, tous ces comportements et pratiques visent d'abord la réduction du nombre de naissances et donc des naissances de rang élevé.

La discussion de la planification familiale n'est plus significative qu'au seuil de 10% en raison principalement de l'ajout de l'espacement des naissances aux autres variables du modèle B. Les données confirment ainsi que les conjoints qui discutent de la planification familiale sont plus enclins à espacer leurs naissances et, donc, à recourir à la contraception et aux soins modernes propices à la survie des enfants. Les écarts entre la cohorte 1970+ et la cohorte plus

âgée deviennent désormais significatifs, au profit des plus jeunes dont les niveaux s'apparentent à ceux de la cohorte intermédiaire. En plus de l'éducation et de la contraception, la résidence rural et l'espacement des naissances expliquent presque entièrement cette nouvelle configuration. Les inégalités de concentration communautaire des décès résultant de la cohorte de naissance sont donc essentiellement une manifestation des différences socio-économiques (éducation, milieu de résidence) et comportementales (contraception et espacement des naissances). L'effet significatif de la parité communautaire est annulé par celui de la proportion des femmes ayant une forte parité.

Le modèle D complète le précédant avec la prise en compte des pays qui a engendré de fortes modifications du comportement des autres variables explicatives, ce qui signifie que les différences observées varient d'un pays à l'autre. Deux faits notables sont à relever. D'une part, l'éducation des femmes, la contraception, la cohorte 1970+ et la résidence rurale ne sont plus significatives. D'autre part, l'état matrimonial et la communication entre conjoints au sujet de la planification familiale redeviennent significatifs. Seules la cohorte (1960-69) et la « richesse » des ménages maintiennent leurs niveaux de signification dans tous les modèles. Les écarts relatifs au statut matrimonial pourrait découler des spécificités nationales dans la collecte des données. Le Maroc par exemple n'a enquêté que des femmes mariées et dans d'autres pays (Par ex., Bénin, Burkina Faso), certaines femmes en union libre se déclarent mariées alors que d'autres se déclarent célibataires. Les différences de concentration communautaire des décès entre les pays sont essentiellement le reflet des différences de niveaux d'éducation, d'urbanisation et de pratique contraceptive, avec son corollaire, l'espacement des naissances. On observe qu'après contrôle des caractéristiques retenues, les communautés appartenant à tous les autres pays (à l'exception du Maroc, du Nigeria et du Sénégal) ont des risques de concentration supérieurs à

ceux courus par les communautés nigériennes. Ces risques sont d'ailleurs significativement supérieurs pour le Zimbabwe, le Bénin, la RCA, la Côte d'Ivoire, le Kenya, la Tanzanie, l'Ouganda et le Zimbabwe. Ce dernier pays avait pourtant les niveaux de mortalité les plus bas parmi les 16 pays retenus. Cela confirme que la concentration des décès et la mortalité sont deux phénomènes apparentés mais différents et qu'il faut toujours poursuivre la réflexion pour trouver des indicateurs performants et valides, spécifiques à chaque phénomène.

La prise en compte des effets aléatoires au second niveau (Modèle E) n'a pas changé fondamentalement des résultats obtenus dans le modèle précédent. Il existe cependant une variabilité inter-régionale (niveau 2) non nulle de la discussion de la planification familiale et de l'espacement des naissances, qui traduit l'existence d'une variabilité régionale non saisie, non mesurée ou non mesurable relatives à ces variables. La part des différences régionales dans la variabilité intercommunautaire de la concentration des décès passe de 10 % (modèle avec constante seule) à près de 44 % (modèle E), après contrôle des caractéristiques communautaires et des pays. Cela qui signifie que les différences de mortalité entre petites unités administratives sont doublées de différences régionales marquées au sein des pays.

Pour nous assurer de l'effet réel des variables d'intervention que sont l'éducation et la contraception sur les différences nationales de la concentration communautaire, nous avons élaboré un modèle composé uniquement de ces deux variables et des pays (modèle F). Les tendances qui se sont dégagées dans le modèle D se maintiennent à quelques exceptions près. Les communautés marocaines courent désormais des risques de concentration supérieurs à celles du Niger alors que l'on observe l'effet contraire pour le Mali. L'écart entre la République Centrafricaine, la Côte d'Ivoire et le Niger disparaît alors que celui entre le Niger, le Cameroun et

Madagascar s'accroît. Dans le modèle F, nous avons aussi ajouté l'espacement des naissances sans que les résultats aient changé de façon significative. Par contre, en y ajoutant la « richesse » des ménages, les communautés de tous les pays (à l'exception du Nigeria) courent des risques de concentration significativement supérieurs à celles du Niger (sauf le Mali et le Sénégal dont les coefficients positifs ne sont pas significatifs)¹⁴. On voit donc que le Niger a des niveaux de mortalité et de concentration supérieurs aux autres pays essentiellement à cause de son retard en matière d'éducation, de contraception et de sa pauvreté relative. Il est d'ailleurs toujours classé parmi les pays les plus pauvres au monde d'après l'Indice de Développement Humain (UNDP, 1999). Dans cette étude, nous n'avons pas considéré les effets d'interaction en raison du nombre restreint de nos communautés et des difficultés d'interprétation qui pourrait découler de la nature continue de certaines variables explicatives.

5. Discussion

L'éducation, la contraception, l'espacement des naissances et la pauvreté expliquent l'essentiel des variations intercommunautaires des risques de concentration des décès d'enfants. La relation entre les autres variables et la concentration des décès peut essentiellement être imputée aux différences d'accès à l'éducation, à la contraception moderne et à la richesse. Ces quatre variables devraient donc constituer l'ossature de toutes les stratégies à mettre en œuvre pour la réduction des inégalités entre communautés d'autant plus qu'elles se sont avérées fortement significatives dans l'explication des inégalités familiales de la mortalité (Das Gupta, 1990 et 1997; Sastry, 1997a; Manda, 1998). Il faut donc favoriser l'accès à l'éducation des filles et à l'alphabétisation des femmes qui ont dépassé l'âge scolaire, vulgariser la pratique

¹⁴ Résultats disponibles auprès des auteurs.

contraceptive, sensibiliser à l'espace des naissances et promouvoir l'accès des femmes aux activités génératrices de revenu pour lutter contre la pauvreté.

La forte signification de la discussion des conjoints au sujet de la planification familiale dans le modèle complet implique une nécessaire considération des hommes pour toute réussite des programmes de santé, surtout la santé de la reproduction en Afrique. C'est encourageant de voir les organismes internationaux s'orienter timidement vers cette direction (UNFPA, 2000). La différence de concentration entre la cohorte 1960-69 et la cohorte 1970+ indique que ce phénomène est en hausse en Afrique et qu'il touche de plus en plus les jeunes femmes. Celles-ci, et surtout les adolescentes, doivent donc être des cibles particulières des programmes à mettre en œuvre.

En dépit du contrôle des principales variables bio-démographiques, socio-économiques et comportementales, les communautés rurales continuent de subir une concentration des décès d'enfants supérieure à celles urbaines, en raison sans doute des différences d'accès aux infrastructures socio-sanitaires modernes et de certains comportements néfastes qui se rencontrent davantage en milieu rural. Ce résultat est consistant avec les résultats trouvés ailleurs (Sastry, 1997b). Les programmes à mettre en œuvre devraient cibler de façon plus spécifique les communautés et populations rurales et essayer d'identifier les pratiques traditionnelles néfastes à la santé des enfants.

L'un des résultats les plus notables de cette étude porte sur les différences nationales en matière de concentration des décès. Certains pays comme le Zimbabwe ont des niveaux de mortalité très bas alors que la concentration y est très marquée. Cela signifie que très peu de

communautés dans ce pays contribuent pour l'essentiel à la mortalité dans ce pays. Ce résultat confirme les études précédentes portant sur la concentration familiale des décès dans ce pays (McMurray, 1997). D'autres pays comme le Mali ont des niveaux de mortalité élevés mais répartis de façon plus égalitaire entre les communautés. Cette étude montre aussi que les différences nationales de concentration communautaire des décès observées sont le reflet des niveaux différentiels de scolarisation, de contraception et de développement social entre les pays. Le niveau de concentration (familiale ou communautaire) des décès serait donc un bon indicateur du développement social des pays.

RÉFÉRENCES

- Alam (N.), Van Ginneken (J. K.), (1999), « Repeated neonatal deaths in families with special reference to causes of death », *Paediatric & Perinatal Epidemiology*, 13 (1), 78-88.
- Andes (N.), Davis (J. E.), (1995), « Linking public health data using geographic information system techniques: Alaskan community characteristics and infant mortality », *Statistics in Medicine*, 14 (5-7), 481-498.
- Arnoldt (F.), (1991), *An Assessment of data quality in the Demographic and Health Surveys*, Paper presented at the Demographic and Health Surveys World Conference, Washington DC.
- Bicego (G.) and Ahmad (O. B.), (1996), « Infant and child mortality », *Demographic and Health Surveys Comparative Studies*, 20. Calverton, Maryland, Macro International Inc.
- Bird (S. T.) and Bauman (K. E.), (1998), « State-level infant, neonatal and postneonatal mortality: the contribution of selected structural socioeconomic variables », *International Journal of Health Services*, 28 (1), 13-27.
- Brehm (U.), (1993), « Regional inequalities of child mortality in peninsular Malaysia with special reference to the differentials between Perlis and Kuala Terengganu », *Social Science and Medicine*, 36 (10), 1331-1334.
- Brokerhoff (M.) and Hewett (P.), (2000), « Inequality of child mortality among ethnic groups in sub-Saharan Africa », *Bulletin of WHO*, 78 (1), 30-41.
- Charlton (J.), (1996), « Which area are the healthiest ? », *Population trends*, 83, 17-24.
- Crosse (E. A.), Alder (R. J.), Ostbye (T.) and Campbell (M. K.), (1997), « Small area variation in low birthweight: looking beyond socioeconomic predictors », *Canadian Journal of Public Health*, 88 (1), 57-61.
- Curtis (S. L.), 1995, « Assessment of the quality of data used for direct estimation of infant and child mortality in DHS-II surveys », *DHS occasional papers* 3. Calverton, Maryland, Macro International Inc.
- Curtis (S. L.), Diamond (I.) and McDonald (J. W.), 1993, « Birth intervals and family effects on postneonatal mortality in Brazil », *Demography*, 30 (1), 33-43.
- Curto des Casas (S. I.), (1993), « Geographical inequalities in mortality in Latin America », *Social Science and Medicine*, 36 (10), 1349-55.
- Das Gupta (M.), (1990), « Death clustering, mothers' education and determinants of child mortality in rural Punjab, India », *Population Studies*, 44 : 489-505.
- Das Gupta (M.), (1997), « Socio-economic status and clustering of child deaths in rural Punjab », *Population Studies*, 51, 191-202.
- Desai (S.) and Alva (S.), (1998), « Maternal Education and health: Is there a strong causal relationship », *Demography*, 35 (1), 71-81.
- Ederer (F.), Myers (M. H.) and Mantel (N.), (1964), « Test for the existence of disease clustering in time and space », *Biometrics*, 20, 626-638.
- Finerman (R.), (1994), « 'Parental Incompetence' and 'Selective Neglect': Blaming the victim in child survival », *Social Science and Medicine*, 40 (1), 5-15.
- Goldstein (H.), (1995), *Multilevels statistical models*. Edward Arnold, 178 p.
- Guo (G.), (1993), « Use of sibling data to estimate family mortality effects in Guatemala », *Demography*, 30 (1), 15-32.
- Guo (G.) and Grummer-Strauwn (L.), (1993), « Child mortality among twins in less developed countries », *Population Studies*, 47 (3), 495-510.

- Gwatkin (D.R.), (2000), « Health inequalities and health of the poor: what do we know? What can we do ? », *Bulletin of WHO*, 78 (1), 3-18.
- Hill (A.) (ed.), (1990), *Determinants of Health and Mortality in Africa*. Demographic and Health Surveys Further Analysis Series No. 10.
- Hobcraft (J.), (1993), « Women's education, child welfare and child survival: A review of Evidence », *Health Transition Review*, 3 (2), 159-175.
- Howlader (A. A.), Kabir (M.) and Bhuiyan (M.), (2000), « Factors affecting health seeking behavior of mothers: Evidence from 1993-94 Bangladesh Demographic and Health Survey », *Genus*, LVI (1-2), 245-258.
- Jamison (D.), Mosley (H.), Measham (A.) and Bobadilla (J. L.) (eds.), (1993), *Disease Control Priorities in Developing Countries*. Oxford: Oxford University Press.
- Justesen (A.), and Kunst (A.), (2000), « Postneonatal and child mortality among twins in Southern and Eastern Africa », *International Journal of Epidemiology*, 29 (4), 678-683.
- Kalipeni (E.), (1993), « Determinants of infant mortality in Malawi: A spatial perspective », *Social Science and Medicine*, 37 (2), 183-198.
- Knox, (E. G.), (1964), « The detection of space-time interaction », *Applied Statistics*, 13, 25-29.
- Kuate-Defo (B.), (1995), « Epidemiology and control of infant and early childhood malaria: A competing risks analysis », *International Journal of Epidemiology*, 24, 204-217.
- Kuate-Defo (B.), (1996), « Areal and socio-economic differentials in infant and child mortality in Cameroon », *Social Science and Medicine*, 42 (2), 399-420.
- Kuate Defo (B.), (1997), « Effects of infant feeding practices and birth spacing on infant and child mortality : A reassessment from retrospective and prospective data », *Journal of Biosocial Science*, 29, 303-326.
- Kuate-Defo (B.), (1998), «Fertility response to infant and child mortality in Africa with special reference to Cameroon », in : M. Montgomery and B. Cohen (eds.), *From Death to Birth: Mortality Decline and Reproductive Change*. National Academy, 254-315.
- Kuate-Defo (B.) and Diallo (K.), (1999), « Family mortality clustering and mortality transition in Africa », *Proceedings of the Third African Population Conference*, Durban, pp. 247-272.
- Kuate-Defo (B.) and Diallo (K.), (2001), « Geography of Child Mortality Clustering in African Families », *Health and Place* (à paraître).
- Kumar (G.), Anand (K.), Kant (S) and Kapoor (S. K.), (2000), « Scale for identification of "at risk" families for underfive deaths », *Indian Journal of Pediatrics*, 67, 411-417.
- Longford (N.), (1993), *Random Coefficients Models*. Oxford: Clarendon Press.
- Loslier (L.), (1993), « The geo-systemic model and mortality in Ubon-Ratchathani », *Social Science and Medicine*, 36 (4) , 1335-1338.
- Madise (N.) and Diamond (I.), (1995), « Determinants of infant mortality in Malawi : an analysis to control for death clustering within families », *Journal of Biosocial Science*, 27, 93-106.
- Manda (S. O. M), (1998), «Unoberved Family and community effects on infant mortality in Malawi », *Genus*, LIV (1-2), 143-164.
- Martuzzi (M.), Grundy (C) and Elliott (P.), (1998), « Perinatal mortality in an English health region: geographical distribution and association with socioeconomic factors », *Paediatric & Perinatal Epidemiology*, 12 (3), 263-273.
- McMurray, (C.), (1997), « Measuring excess risk of child mortality: An exploration of DHS-I for Burundi, Uganda and Zimbabwe », *Journal of Biosocial Science*, 29, 73-91.
- Montgomery (M, R.) and Cohen (B), (1998), *From death to birth: Mortality decline and reproductive change*, National Research Council Ren (X. S.), (1996), « Regional variation in infant survival in China », *Social Biology*, 43 (1-2), 1-19.

- Montgomery, M. R., M. Gragnoladi, K. A. Burke and E. Paredes. 2000. "Measuring living standards with proxy variables", *Demography*, 37(2) : 155-174.
- Patterson, C. C., D. J. Carson and D. R. Hadden. 1996. "Epidemiology of childhood IDDM in Northern Ireland 1989-1994: Low incidence in area with highest population density and most household crowding", *Diabetologia* 39(9) : 1063-1069.
- Ronsmans (C.), (1993), *Clustering of child deaths in rural senegalese families*, Ph.D. dissertation, Harvard University 256p.
- Ronsmans (C.), (1995), « Patterns of clustering of child mortality in a rural area of Senegal », *Population Studies*, 49 (3), 443-461.
- Ronsmans (C.), (1996), « Birth spacing and child mortality in rural Senegal », *International Journal of Epidemiology*, 25 (5), 989-997.
- Rustein (S. O.), (1984), « Infant and Child mortality: levels, trends and demographic differentials », *WFS comparative studies*, 24 .
- Sastry (N.), (1996), « Community characteristics, individual and household attributes, and child survival in Brazil », *Demography*, 33 (2), 211-229.
- Sastry (N.), (1997a), « Family-level clustering of childhood mortality risk in Northeast Brazil », *Population Studies*, 51 (3), 245-261.
- Sastry (N.), (1997b), « What explains rural-urban differentials in child mortality in Brazil? », *Social Science and Medicine*, 44 (7), 989-1002.
- Sullivan (J.), Bicego (G.) and Rustein (O. S.), (1990), « Assessment of the quality of data used for direct estimation of infant and child mortality in Demographic and Health Surveys », *DHS Methodological Reports* 1, 115-140.
- Terra de Sousa (A. C.), Cufino (E.), Peterson (K. E.), Gardner (J.), Vasconceles do Amaral (M. I.) and Ascherio (A.), (1999), « Variation in infant mortality rates among municipalities in the state of Ceara, Northeast Brazil : An ecological analysis », *International Journal of Epidemiology*, 28, 267-275.
- Treurniet (H. F.), Looman (C. W.), Van der Maas (P. J.), Mackenbach (J. P.), (2000), « Regional trend variations in infant mortality due to perinatal conditions in the Netherlands », *European Journal of Obstetrics, Gynecology & Reproductive Biology*, 91 (1), 43-49.
- Turshen (M.), (1999), *Privatizing Health Services in Africa*. New Jersey: Rutgers University Press.
- UNDP, (1999), *Rapport mondial sur le développement humain 1998*, UNDP. New York
- UNFPA, (2000), *The State of the World Population 2000*. UNFPA, New York.
- Wagstaff (A.), (2000), « Socioeconomic inequalities in child mortality: comparisons across nine developing countries », *Bulletin of WHO*, 78 (1), 19-29.
- Zaba (B.), David (P. H.), (1996), « Fertility and distribution of child mortality among woman: an illustrative analysis », *Population Studies*, 50 (2), 263-278.
- Zenger (E.), (1993), « Siblings neonatal mortality risks and birth spacing in Bangladesh », *Demography*, 30 (3), 477-488.

CONCLUSION GENERALE

Au terme de cette étude, il nous semble nécessaire de passer en revue la démarche adoptée et les principaux résultats obtenus en fonction de nos objectifs et hypothèses de départ, de dégager quelques implications programmatiques possibles desdits résultats et enfin, de faire état des limites du travail. Avant cela, compte tenu de la nature particulière de cette thèse par articles, il nous paraît important de souligner les raisons du choix de chaque article et leur complémentarité, bien que chacun d'entre eux constitue en soit une entité autonome.

1. Choix et complémentarité des articles.

Dans cette thèse, nous avons élaboré trois articles. Le premier traite de la dynamique, de la géographie et des déterminants de la concentration des décès en Afrique. Nous avons utilisé les données des EDS et des EMF de 11 pays africains et la paire mère-enfant comme unité d'analyse dans des modèles de régression multiples et logistiques. Les deux derniers articles ont été élaborés en utilisant l'approche multi-niveaux et les données des EDS uniquement. Le second article traite du phénomène, en utilisant le couple/le ménage/la famille comme unité de base (niveau 1). Le dernier article aborde le phénomène au niveau communautaire. Le choix des articles répond à une double préoccupation à la fois opérationnelle et méthodologique. Sur le plan opérationnel, notre étude avait pour objectifs l'identification des groupes à risques et de leurs déterminants en vue de contribuer à la mise en œuvre de programmes sanitaires et des stratégies d'Information, d'Education et de Communication (IEC) destinés à ces groupes. En plus des états, il existe trois cibles potentielles susceptibles d'être visés par les programmes à mettre en œuvre: la mère, le couple (ou la famille) et les collectivités locales qui constituent nos communautés. Chacun de nos articles vise une de ces cibles en identifiant les caractéristiques des groupes les plus à risques. Sur le plan méthodologique, nous avons montré dans les différents

chapitres la pertinence de l'approche multi-niveaux et en quoi nos trois unités d'analyse étaient les plus adaptées à une telle analyse des déterminants de la concentration des décès en Afrique. Il nous a donc semblé important et pertinent de consacrer un article à chaque niveau d'analyse.

2. Synthèse de la démarche et principaux résultats

L'analyse de la concentration, telle que menée jusque-là, pose de nombreux problèmes conceptuels. Dans le premier chapitre, nous avons passé en revue quelques limites conceptuelles et méthodologiques des différentes études. Dans les chapitres suivants (articles), nous avons élaboré des indicateurs spécifiques qui, à notre avis, permettent de mieux saisir cette réalité complexe tout en tenant compte des spécificités nationales. Nous avons en outre privilégié l'adéquation entre notre travail et la réalité de terrain, en créant et travaillant sur des communautés viables, existantes et repérables dans l'espace. Nous pensons donc que les résultats issus de cette étude, bien que nécessitant une adaptation aux réalités de chaque pays, constituent une contribution modeste à la recherche en santé en Afrique.

À la fin de chaque chapitre (article), nous avons consacré une section à la présentation et la discussion des principaux résultats. Nous ne reviendrons dans cette partie que sur les principales conclusions que nous pouvons tirer de l'étude. Il ressort essentiellement de notre étude que :

- ♣ La mortalité et la concentration des décès sont deux phénomènes apparentés, car traitant tous des décès, mais différents car le premier s'intéresse à la fréquence et le second à la répartition des événements. Certains pays ayant des niveaux de mortalité élevés peuvent se retrouver avec des niveaux de concentration bas et vice versa. Il conviendrait donc de

poursuivre la réflexion pour développer des indicateurs spécifiques à la concentration des décès pour mieux étudier le phénomène

- ♣ En réponse à un de nos objectifs, l'on peut affirmer que, les niveaux de concentration des décès ont baissé dans de nombreux pays africains, comme l'atteste l'évolution entre les EMF et les EDS de la proportion des femmes ayant perdu plus d'un enfant et de celle des femmes qui ont perdu 60 % et plus de leurs enfants (article 1). Ces niveaux sont cependant toujours élevés.
- ♣ Les résultats obtenus nous obligent à relativiser la dichotomie Afrique du Nord vs Afrique subsaharienne faite dans la majorité des études sur la mortalité. Dans le cas de la concentration familiale et communautaire des décès, certains pays subsahariens sont mieux lotis que des pays maghrébins.
- ♣ Contrairement à l'une de nos hypothèses de base, les caractéristiques bio-démographiques semblent prédominantes dans l'explication des inégalités devant la mort par rapport aux variables socio-économiques et comportementales.
- ♣ La variable éducation a un comportement différent selon que l'on étudie le phénomène au niveau de la famille ou au niveau communautaire. Au niveau de la famille, c'est l'éducation de l'homme qui prédomine alors que c'est celle de la femme qui l'emporte au niveau communautaire.
- ♣ Les résultats obtenus dans les articles 2 et 3 montrent que des stratégies différentielles d'IEC doivent être mises en place, selon que l'on cible la famille ou la communauté (voir variable éducation), même si certaines variables comme l'éducation et l'espacement des naissances et la pauvreté se retrouvent partout. Au niveau de la famille, il faut donc insister sur le rôle de l'homme, son éducation et sur la discussion de la planification familiale entre conjoints. Au

niveau communautaire, c'est l'éducation de masse, surtout des femmes et la contraception qui émergent du lot.

- ♣ L'approche multi-niveaux a permis de mettre en évidence l'existence d'une variabilité significative au niveau des communautés et des régions. Cela dénote l'absence de variables pertinentes non mesurées ou non mesurables dans nos modèles. Nous pensons essentiellement aux variables génétiques, fortement incriminées dans les études sur la concentration des décès (Ronsmans, 1993), mais aussi aux caractéristiques environnementales comme la disponibilité et l'accessibilité des infrastructures scolaires et sanitaires.
- ♣ Il existe une forte variabilité inter et intra nationales des niveaux de concentration des décès. De même, l'observation de la configuration de la concentration communautaire des décès montre que ce phénomène n'est pas forcément lié au niveau de développement des pays. Des études spécifiques portant sur des données de chaque pays et sur des données régionales devraient permettre d'identifier les raisons de ces fortes inégalités (voir articles 2 et 3).

3. Implications programmatiques : les facteurs d'intervention

Une étude sur les inégalités face à la mort comme celle-ci ne serait utile que si elle aboutit à des recommandations pertinentes permettant de mettre en œuvre des stratégies de réduction des inégalités et d'identification et de sensibilisation des groupes les plus à risques. Ces recommandations, pour être applicables, devraient porter sur un nombre limité de facteurs sur lesquels l'intervention et l'évaluation sont possibles. Au terme de cette étude nous pensons que, parmi les nombreuses variables étudiées, quatre facteurs sont les plus explicatifs des inégalités familiales et communautaires face à la mort. Il s'agit notamment de l'éducation (à la fois formelle et non-formelle par les campagnes de sensibilisation), la pratique contraceptive, l'espacement des naissances et la pauvreté.

L'éducation formelle et non-formelle joue un rôle essentiel dans la survie des enfants et la réduction des inégalités. En Afrique, les femmes les plus instruites se marient et ont des enfants plus tard que les autres ; elles font un meilleur usage des services de santé et exploitent mieux les informations qui leur permettront d'améliorer leur nutrition, leur hygiène, leur santé et celles de leurs enfants. Pour améliorer la santé, il faut en premier lieu que les collectivités, les familles et les femmes africaines aient les connaissances et les ressources nécessaires pour reconnaître les problèmes de santé et prendre les mesures requises. Il est essentiel que l'Etat parraine des programmes d'information destinés aux ménages et aux collectivités sur les menaces à leur santé et les services auxquels ils peuvent avoir recours tout en rendant les soins de santé primaires accessibles à un plus grand nombre de personnes.

Une bien plus grande attention devrait, par exemple, être portée à la fourniture de services d'appui qui viseraient à accroître la valeur des contacts entre les prestataires des soins et les patients. Ces contacts couvriraient, en plus des soins curatifs, une large gamme de services d'IEC. Par exemple, une femme amenant son enfant au centre de santé parce qu'il est malade devrait repartir non seulement avec des médicaments mais aussi des informations sur la manière d'éviter que la même maladie ne se renouvelle et sur les avantages que revêtent pour la santé les méthodes de planification familiale. Des services d'appui de cette nature améliorent le coût-efficacité des opérations (Banque Mondiale, 1995). Il sera nécessaire de mettre en avant l'éducation des filles et des femmes, en raison de leur rôle central dans les soins accordés aux enfants et la gestion de la santé génésique du ménage. Un point sur lequel nous voulons insister est qu'il sera nécessaire d'impliquer les hommes dans ces programmes d'éducation en raison de leur rôle toujours prédominant dans les décisions du ménage, surtout en matière de fécondité,

comme nous l'avons montré au chapitre 3.

La pratique contraceptive et son corollaire, l'espacement des naissances, sont les principaux indicateurs de santé génésique qui ont une grande influence sur les risques de concentration des décès (voir chapitre 2, 3 et 4). La contraception, surtout moderne, confère à un couple une plus grande disposition à gérer sa fécondité et espacer ses naissances et, par conséquent, à assurer une meilleure chance de survie à ses enfants. Il faudrait donc vulgariser et rendre plus accessibles l'information et les méthodes y afférent. La sensibilisation devrait insister davantage sur l'espacement des naissances qui demeure encore plus acceptable culturellement que leur limitation. Parmi les raisons majeures à la faible pratique contraceptive en dehors de l'accès difficile aux méthodes figurent la persistance du désir des hommes d'une progéniture nombreuse, particulièrement dans les couples ruraux, analphabètes et pauvres (Sala-Diakanda, 1999). Ces groupes vulnérables émergent également de notre étude. Il faudrait aussi sensibiliser les couples et les familles à discuter de leur fécondité et de son timing et les efforts déjà entrepris doivent être poursuivis et renforcés pour que s'établissent des relations de genre plus égalitaires et soucieuses du bien-être de tous, sans discrimination. La contraception et surtout, l'usage du condom, permettraient, dans un contexte de précocité de la nuptialité, des premières expériences sexuelles et des premières naissances, de mieux faire face à la pandémie du SIDA qui est très préoccupante et qui tend à être la première cause de décès dans de nombreux pays, surtout en Afrique orientale et australe et, qui pourrait développer de nouveaux modes de concentration, basés davantage sur le comportement.

La pauvreté est de façon évidente liée à la concentration des décès, même dans les pays développés, en raison d'un accès plus difficile aux soins et à l'alimentation de bonne qualité par

les plus pauvres. Aux USA par exemple, la mortalité post-néonatale est deux fois plus élevée dans les familles qui vivent en dessous du seuil de pauvreté que dans les autres (CDC, 1995)¹⁵. Les niveaux actuels de pauvreté et les écarts grandissants entre riches et pauvres en Afrique risquent d'annuler tous les acquis en matière de santé publique. De même, on assiste à la persistance et à l'accroissement de féminisation et une ruralisation de la pauvreté. Il appartient dès lors aux gouvernements et aux partenaires de promouvoir des activités génératrices de revenus, partant de programmes à base communautaire en direction des couches défavorisées. Il faudrait également trouver des stratégies pour rendre les soins de santé moins coûteux et plus accessibles, tout en sensibilisant la population à changer les nouveaux comportements qui émergent. En effet, il n'est pas rare de voir des parents refuser d'emmener leur enfant malade à l'hôpital car d'après eux «*On va seulement me prescrire une ordonnance et je n'ai pas les moyens d'acheter les médicaments, pourquoi perdre mon temps alors* ».

Il ressort de notre étude, et plus particulièrement du chapitre 4, que deux autres éléments peuvent contribuer à réduire les inégalités devant la mort. Il faut, d'une part, encourager la décentralisation des projets relatifs à la santé dans certains pays, surtout ceux dans lesquelles la concentration communautaire des décès est importante (Zimbabwe, Niger etc.). Un pays comme le Zimbabwe, qui a des niveaux de mortalité assez bas mais où la concentration communautaire des décès est élevée gagnerait à identifier les collectivités ayant une forte concentration pour y appliquer des programmes qui s'adaptent aux cultures et aux préoccupations socioculturelles locales. En revanche, un pays comme le Mali où la mortalité élevée est plus équitablement répartie pourrait se contenter d'une politique nationale de santé. D'autre part, il faut intensifier la participation communautaire locale à la conception et à l'exécution des activités relatives à la

¹⁵ <http://www.cdc.gov/epo/mmwr/preview/mmwrhtml/00039818.htm>

santé. L'attribution d'un plus grand rôle aux représentants des communautés permettrait une meilleure détermination des besoins, une identification plus fiable des ménages les plus pauvres de la communauté et une adaptation plus aisée des efforts aux réalités culturelles et donc, une meilleure acceptabilité des mesures à préconiser. Cela exige une meilleure collaboration entre praticiens des médecines modernes et traditionnelles.

4. Limites de l'étude

Comme tout travail de recherche, celui-ci comporte de nombreuses limites inhérentes aussi bien à la nature par articles de la thèse, aux données disponibles essentiellement quantitatives et transversales ainsi qu'à d'autres facteurs.

Compte tenu des contraintes en matière de présentation et de nombre de pages imposées par les revues, de nombreux éléments qui auraient sans doute pu aider à mieux replacer les résultats obtenus dans leur contexte n'ont pu être abordés. Nous nous sommes limités à une contextualisation globale dans le chapitre introductif en présentant la situation socio-sanitaire de l'Afrique au cours de la période couverte par l'étude. Nous sommes conscients qu'il n'existe pas UNE Afrique mais de nombreux pays, aussi différents les uns des autres et que le contexte, tel que décrit, est trop global pour refléter la situation de chaque pays, même s'il dégage la tendance générale. Etant donné la diversité culturelle des sociétés africaines, les résultats obtenus doivent être compris et replacés dans le contexte spécifique des communautés étudiées. Une autre limite de cette étude est que nous n'avons pas tenu compte des principales causes de décès qui pourraient aider à mieux comprendre les raisons des inégalités devant la mort à cause des limites inhérentes aux données disponibles. De même, l'absence dans nos données d'informations fiables sur l'allaitement, la prématurité, le poids à la naissance, le statut nutritionnel des mères et de tous

les enfants¹⁶ limite grandement la portée de nos résultats, tout comme l'absence de variables génétiques comme la consanguinité des époux. Les efforts d'harmonisation de l'information disponible dans tous les pays nous ont également amenés à négliger des variables importantes qui n'étaient pas saisies dans certains pays. Cette étude n'a pas aussi tenu compte de l'âge au décès des enfants. Si les femmes étudiées ont généralement moins de 45 ans, il faut s'attendre à ce que les décès saisis varie de 0 à 30 ans, en raison de la fécondité précoce qui prévaut en Afrique. Le terme enfant utilisé dans le texte devrait donc être vu par rapport à la mère.

Une autre limite de cette étude est relative à l'hétérogénéité du nombre de pays choisi, qui varie d'un article à l'autre. Les spécificités de l'article 2 qui a utilisé des données de couples, absentes des EMF ont fait que ces enquêtes n'ont pas été considérées, tout comme les EDS de nombreux pays. De même, les EDS de certains pays ne disposaient pas de données communautaires. Pour l'article 3, la nécessité d'obtenir un nombre élevé de communautés telles que nous les avons créées à prévalu dans le choix des 16 pays.

Enfin, la nature exclusivement quantitative et transversale des données impose des limites dans l'interprétation des résultats. Des études ultérieures sur le phénomène devraient intégrer des données qualitatives plus à même de saisir les connaissances, attitudes et perceptions face à la maladie des enfants et considérer l'aspect dynamique de la concentration des décès à sa juste valeur.

Un survol rapide de l'état de santé de la population dans le monde entier laisserait penser que la survie dépend dans une mesure cruciale des niveaux de revenu et de développement. Or,

¹⁶ Ces informations ne sont disponibles que pour les enfants nés au cours des 5 dernières années.

l'un des principaux arguments et résultats de la présente étude est que le revenu n'est pas le seul facteur déterminant de l'état de santé. Même avec les niveaux de revenu par habitant actuels, il serait possible de considérablement améliorer l'état de santé de la population africaine en repensant les politiques de santé et en poursuivant des stratégies aptes à réduire les inégalités marquantes devant la mort. Il est donc crucial que les responsables de l'amélioration de la santé en Afrique ciblent en priorité les ménages et les collectivités et s'efforcent de les faire participer aux activités axées sur la santé.

REFERENCES HORS ARTICLE

- BELL, D.E. (1985), « What policies will reduce death rates most rapidly in less developed countries » in Vallin, j and Lopez A., (eds), *Health policy, social policy and mortality prospects*, IUSSP pp. 493-506
- BITHELL, J.F., STONE, R.A., (1989) « On statistical methods for analysing the geographical distribution of cancer cases near nuclear installations » in *Journal of Epidemiology and Community Health*, 43 pp. 79-85.
- CALDWELL, J.C., (1979) « Education as a factor of mortality decline: an examination of Nigerian data » *Population Studies* 33(3), pp. 395-413.
- CHARVET, c., (2001) Expérience de la mortalité et fécondité en Afrique : Le cas de la Tanzanie. Thèse de doctorat, Université de Montreal
- COURGEAU, D., BACCAÏNI B., (1997) « Analyse multi-niveaux en sciences sociales » *Population*, 4, pp 831-864.
- CURTIS, S.L., DIAMOND, I., & McDONALD, J.W. (1993) « Birth intervals and family effects on postneonatal mortality in Brazil » *Demography* 30 (1), pp 33-43.
- DAS GUPTA, M., (1990) « Death clustering, mothers' education and determinants of child mortality in rural Punjab, India » *Population Studies* 44, pp. 489-505.
- DAS GUPTA, M., (1997), « Socio-economic status and clustering of child deaths in rural Punjab » *Population Studies* 51, pp. 191-202.
- DE SWEEMER, C., (1984) « The influence of child spacing on child survival » *Population Studies*, 38 pp. 47-72.
- DIPRETE, T.A. and J.D. FORRISTAL. 1994. « Multilevel models : Methods and substance, » *Annual Review of Sociology*, 20 :331-357.
- DPS- SENEGAL, (1998) *Enquête Démographique et de Santé EDS III: Rapport d'analyse*, DPS, Macro International Inc.
- EBIGBOLA, J.A., (1999), « The link between mortality and socio-economic development in sub-saharan Africa : An overview » in *Actes de la Troisième Conférence Africaine sur la Population*, Durban Vol 2 , p. 274-309.
- EDERER, F., M.H. MYERS and N. MANTEL. 1964 « Test for the existence of disease clustering in time and space, » *Biometrics* 20 : 626-638.
- FARAH, A.-A., PRESTON, S., (1982), « Child mortality differentials in Sudan » *Population Developpement Review* 8 (2), pp 365-385.
- FEACHEM, R.G., JAMISON, D.T. and BOS E.R., (1991) « Changing patterns of disease and mortality in sub-saharan Africa » in Feachem R.G. and Jamison D.T. (eds) *Disease and mortality in sub-saharan Africa*, Oxford Word Bank, pp. 3-27.
- FINERMAN, R., (1994) « 'Parental Incompetence' and 'Selective Neglect': Blaming the victim in child survival » *Social Science and Medicine* 40 (1). pp. 5-15.
- GARENNE, M., CANTRELLE, P ET DIOP, I.L (1990) « The impact of social and economic policies : Case of Senegal » in Vallin, j and Lopez A., (eds) *Health policu, social policy and mortality prospects*, IUSSP pp 314-340.
- GOLDSTEIN, H., (1995) *Multilevel statistical models*, Second Edition Edward Arnold, 178p.
- GUBHAJU, B., STREATFIELD, K., MAJUMDER, A.K., (1991) « Socioeconomic, demographic and environmental determinants of infant mortality in Nepal » *Journal of biosocial science*, 23, pp. 425-435.
- GUO, G., RODRIGUEZ, G., (1992) « Estimating a multivariate proportional hazard model for clustered data using EM algorithm with application to child survival in Guatemala » in *Journal of American Statistical Society* 87 (420), pp. 969-976.

- GUO, G., (1993) « Use of sibling data to estimate family mortality effects in Guatemala » *Demography* 30 (1), pp. 15-32.
- GUO (G.) et GRUMMER-STRAUWN (L.), (1993), « Child mortality among twins in less developed countries », *Population Studies*, 47 (3), 495-510.
- HOBBCRAFT, J.N., McDONALD, J.W., RUSTEIN, S.O. (1983) « Child spacing effects on infant and early child mortality » *Population Index* 49 pp. 585-618.
- ISLAM, M.S., MUJIBUR-RAHMAN, K., AZIZ, K., MIANUR-RAHMAN, M.H., MINSHI, M.H., PATWARI, Y., (1982) "Infant mortality in rural Bangladesh: An analysis of causes during neonatal and postneonatal periods" *Journal of Tropical Paediatrics* 28, pp. 294-298.
- KOENIG M.A., J.F. Phillips, O.M. Campbell, and S. D'souza. (1990) « Birth interval and childhood mortality in Rural Bangladesh » *Demography* 27 (2) : 251-265.
- KNOX, E.G. 1964. «The detection of space-time interaction, » *Applied Statistics* 13 : 25-29.
- KUATE DEFO B. et A. Palloni (1995). « Determinants of mortality among Cameroonian children: are the effects of breastfeeding and pace of childbearing artifacts ? », *Genus*, LI (3-4) : 61-96.
- KUATE-DEFO, B., (1996) « Areal and socio-economic differentials in infant and child mortality in Cameroon » *Social Science and Medicine*, 42 (3), pp. 399-420.
- KUATE-DEFO, B., (1998) "Child Mortality, Socioeconomic Attributes and Behavior in the Regulation of Family Size in Africa". Communication présentée au séminaire de FIUSSP/APPRC sur le thème : *Reproductive Change in subSaharan Africa*, Nairobi, Kenya, 2-4 novembre, 15 p.
- KUATE DEFO B. et K. DIALLO (1999). « Family Mortality Clustering and Mortality Transition in Africa ». *Actes de la Troisième Conférence Africaine sur la Population, Durban* (Afrique du Sud), p. 247-272.
- KUATE DEFO B. (2000) Réversibilité des tendances de la mortalité infanto-juvénile en Afrique : analyses biographiques multi-niveaux des changements structurels. Communication présentée au colloque *Etudes des transitions et des trajectoires trajectoires en démographie* du congrès de l'ACFAS, 17-19 mai, Université de Montréal.
- KUATE DEFO B. et K. DIALLO (2001) « Multilevel analysis of community – and household-levels influences on child mortality clustering in Africa » papier présenté lors de la conférence de la PAA, Washington, DC, 29-31 mars .
- MADISE, N., DIAMOND, I., (1995) « Determinants of infant mortality in Malawi : an analysis To control for death clustering within families » *Journal of Biosocial Science* 27 , pp. 93-106.
- MANDA S.O.M. 1998. «Unobserved Family and community effects on infant mortality in Malawi, » *Genus* LIV (1-2) : 143-164.
- McMURRAY, C., (1997) « Measuring excess risk of child mortality : An exploration of DHS I for Burundi, Uganda and Zimbabwe » *Journal of Biosocial Science* 29 pp. 73-91.
- MERRICK, T.W., (1985), « The effect of piped water on early childhood mortality in urban Brazil, 1970 to 1976 » *Demography* 22 (1) pp. 1-23.
- MOSLEY, W.H., CHEN, L.C., (1984) « An analytical framework for the study of child survival in developing countries » *Population and Development Review*, supplement to vol 10. pp. 25-45.
- MOSLEY, H., (1985) « Will primary health care reduce infant and child mortality ? A critique of some current strategies, with special reference to Africa and Asia » in Vallin, J. and Lopez A., (eds), *Health policy, social policy and mortality prospects*, IUSSP pp. 103-137.

- NEUTRA, R.R., (1990) « Counterpoint from a cluster buster » *American Journal of Epidemiology*, 132 (1) pp. 1-8.
- PEBLEY, A., STUPP, P., (1987) « Reproductive patterns and child mortality in Guatemala » *Demography*, 24 (1) pp. 43-60.
- PNUD, (1997), *Rapport mondial sur le développement humain 1996* . PNUD New York, 275 p.
- PRESTON, S., (1996) « Population studies of mortality » *Population Studies* 50(3) pp.525-536.
- RONSMANS (C.), (1993), *Clustering of child deaths in rural senegalese families*, Ph.D. Unpublished dissertation, Harvard University 256p.
- RONSMANS, C., (1995) « Patterns of clustering of child mortality in a rural area of Senegal » *Population Studies* 49 (3) pp. 443-461.
- RONSMANS, C., (1996) « Birth spacing and child mortality in rural Senegal » *International Journal of Epidemiology* 25 (5) pp. 989-997.
- RUSTEIN, S.O., (1984) « Infant and Child mortality: levels, trends and demographic differentials » *WFS comparative studies*, 43p.
- SALA-DIAKANDA, D.M. (1999) « Rapport général de la Conférence » in *Actes de la Troisième Conférence Africaine sur la Population, Durban* Vol 4 pp. 43-58.
- SASTRY, N., (1996) « Community characteristics, individual and household attributes, and child survival in Brazil » *Demography* 33 (2), pp 211-229.
- SASTRY, N., (1997) « Family-level clustering of childhood mortality risk in Northeast Brazil » *Population Studies* 51(3), pp. 245-261.
- STEPHENS, P. W., (1990) « Reliability of lay reporting of morbidity and cause of death data: An evaluation of reported cases and death from measles in rural Senegal » in VALLIN J., TABUTIN, D., (1995), « Transitions et théories de la mortalité » in GERARD, H., et PICHE, V., (eds) *Sociologie des Populations*, pp. 257-288.
- UNITED NATIONS, (1991) *Child mortality in developing countries* United Nations, NY.129p.
- VAN DEN EEDEN, P., HOX, J., HAUER, J., (eds), (1990) *Theory and model in multilevel research: convergence or divergence?*, SISWO Publication 351, Amsterdam, 194p.
- ZABA, P., DAVID, P.H. (1996) « Fertility and distribution of child mortality among woman: an illustrative analysis » *Population Studies* 50 (2) pp. 263-278.
- ZENGER, E., (1993) « Siblings neonatal mortality risks and birth spacing in Bangladesh » *Demography* 30 (3), pp. 477-488.