

**Université de Montréal**

**EXPÉRIENCE DE LA MORTALITÉ ET FÉCONDITÉ EN AFRIQUE :  
LE CAS DE LA TANZANIE**

par

Carole Charvet

Département de démographie

Faculté des arts et des sciences

Thèse présentée à la Faculté des études supérieures  
en vue de l'obtention du grade de  
Philosophiæ Doctor (Ph.D.)  
en démographie

Juin 2001

© Carole Charvet, 2001



HB  
881  
U54  
2001  
v. 002

Université de Montréal

Faculté des études supérieures

Cette thèse intitulée :

**EXPÉRIENCE DE LA MORTALITÉ ET FÉCONDITÉ EN AFRIQUE :  
LE CAS DE LA TANZANIE.**

présentée par

Carole Charvet

a été évaluée par un jury composé des personnes suivantes :

Président rapporteur : Évelyne Lapierre-Adamcyk

Directeur de recherche : Barthélémy Kuate Defo

Membre du jury : Thomas LeGrand

Examineur externe : Daniel M. Sala-Diakanda

Représentant du doyen : André Martens.....

Thèse acceptée le : Le 13 juin 2001

## SOMMAIRE

La représentation des risques de mortalité, dans le cadre de la transition démographique, est un enjeu important dans la mesure où elle est, selon certains auteurs, associée à l'émergence de nouveaux comportements reproducteurs. L'objectif général de cette thèse est d'explorer la relation entre la mortalité et la fécondité, en mettant l'accent sur l'expérience de la mortalité des membres de la fratrie ainsi que celle relative au niveau contextuel, fondatrices des perceptions des individus. Nous avons voulu vérifier si des comportements reproducteurs à risques ainsi que l'expérience de la mortalité, aux niveaux familial et communautaire, étaient associés à un risque individuel plus élevé de mortalité durant l'enfance. Nous avons également voulu vérifier si nous observions des différences de comportements, reliées à une fécondité élevée, selon l'expérience de la mortalité du décès d'un ou des membres de la fratrie de l'individu.

Nous avons utilisé les données des Enquêtes Démographiques et de Santé de la Tanzanie de 1991/92 et 1996. Les probabilités conditionnelles de survie des enfants ont permis de vérifier les résultats d'études antérieures, montrant l'effet de caractéristiques telles que la gémellité, la durée d'allaitement, l'expérience de la mortalité, tant familiale que communautaire. Comme dans la majorité de ces études, nous avons trouvé que la conception ultérieure rapide après la naissance de l'enfant référence, plutôt qu'un court intervalle précédent, constituait un facteur discriminant pour la survie des nourrissons.

Par la suite, à partir des données du module " mortalité maternelle " des Enquêtes Démographiques et de Santé, nous avons montré que l'expérience de la mortalité des membres de la fratrie était liée à un rajeunissement de l'âge à la première union et à la première naissance. Cependant, la différence de comportement



observée, entre les femmes ayant été exposées au décès de leurs frères et sœurs et les autres, est relativement faible puisqu'un écart de seulement six mois est enregistré pour l'entrée en union et la survenue d'une première naissance entre ces deux groupes. Malgré cela, l'analyse multivariée, utilisant le modèle semi-paramétrique à risques proportionnels de Cox, montre que l'expérience de la mortalité est significativement associée à une plus grande rapidité à avoir un premier enfant, en particulier lorsque les décès se cumulent jusqu'au seuil de l'âge adulte, 15 ans.

Enfin, nous avons observé, par le biais d'analyses logistiques multivariées et multi-niveaux, que cette expérience directe de la mortalité à l'intérieur du couple était reliée à des désirs ultérieurs de fécondité antagoniques, où l'exposition de la femme se conjugue avec un désir non satisfait de fécondité alors que celle de l'homme est affiliée à une réduction du désir de naissances additionnelles. De plus, nos analyses ont montré que l'éducation et l'écoute d'émissions de divertissement à but éducatif étaient des facteurs médiateurs de cette relation.

## TABLE DES MATIÈRES

SOMMAIRE .....	iii
TABLE DES MATIÈRES.....	v
TABLE DES TABLEAUX.....	ix
REMERCIEMENTS.....	xii
<b>CHAPITRE 1 : <u>INTRODUCTION GÉNÉRALE</u></b> .....	<b>1</b>
1.1 LE CONTEXTE TANZANIEN.....	1
1.1.1 Niveaux et tendances de la mortalité.....	2
1.1.2 Causes de morbidité et de mortalité.....	5
1.1.3 Niveaux et tendances de la fécondité.....	6
1.2 LA RELATION MORTALITÉ-FÉCONDITÉ.....	9
1.2.1 Impact de la fécondité sur la mortalité.....	10
1.2.1.1 <i>Le syndrome d'épuisement maternel</i> .....	11
1.2.1.2 <i>Compétition entre les enfants</i> .....	13
1.2.1.3 <i>Les facteurs génétiques</i> .....	14
1.2.2 Impact de la mortalité sur la fécondité.....	15
1.2.2.1 <i>Effet de remplacement</i> .....	16
1.2.2.2 <i>Effets d'assurance et de transition</i> .....	17
1.2.2.3 <i>Coût et bénéfices des enfants</i> .....	21
1.2.2.4 <i>La dotation en grossesses potentielles</i> .....	22
1.2.2.5 <i>Autres mécanismes</i> .....	22
1.3 PROJET “ EFFECTS OF INFANT AND CHILD MORTALITY ON FERTILITY DYNAMICS IN AFRICA ”.....	23
1.3.1 Les études comparatives du programme.....	26

1.3.2	Le cas de la Tanzanie.....	27
1.3.2.1	<i>Les objectifs généraux</i> .....	28
1.3.2.2	<i>Les objectifs spécifiques</i> .....	30
<b>CHAPITRE 2 : <u>L'EFFET DE LA FÉCONDITÉ SUR LA MORTALITÉ EN TANZANIE</u></b> .....		34
2.1	INTRODUCTION.....	34
2.2	DONNÉES ET MÉTHODE .....	35
2.2.1	Données .....	35
2.2.2	Méthode.....	38
2.2.3	Variables.....	39
2.2.3.1	<i>Variable dépendante</i> .....	39
2.2.3.2	<i>Variables clés</i> .....	40
2.2.3.3	<i>Variables de contrôle</i> .....	41
2.3	RÉSULTATS .....	44
2.3.1	Mortalité néonatale.....	44
2.3.2	Mortalité entre 1 et 4 mois .....	47
2.3.3	Mortalité entre 5 et 9 mois .....	48
2.3.4	Mortalité entre 10 et 15 mois .....	51
2.4	DISCUSSION .....	51
2.4.1	L'effet de la fécondité sur la mortalité .....	53
2.4.2	Les autres variables.....	54
2.5	CONCLUSION .....	56
<b>CHAPITRE 3 : <u>LES EFFETS DE L'EXPÉRIENCE DE LA MORTALITÉ DURANT L'ENFANCE SUR L'ENTRÉE EN UNION ET LA MATERNITÉ</u></b> .....		57
3.1	INTRODUCTION.....	57
3.2	DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE .....	59

3.2.1	Données .....	59
3.2.2	Qualité des données.....	60
3.2.3	Méthodologie.....	62
3.2.4	Les variables .....	64
3.2.4.1	<i>Les variables dépendantes</i> .....	64
3.2.4.2	<i>La mortalité de la fratrie jusqu'au seuil de l'âge adulte</i> .....	65
3.2.4.3	<i>Les variables de contrôle</i> .....	66
3.3	ÉVOLUTION DE L'ÂGE À LA PREMIÈRE UNION ET À LA PREMIÈRE NAISSANCE SELON LA GÉNÉRATION ET L'EXPÉRIENCE DE LA MORTALITÉ.....	70
3.4	ANALYSE MULTIVARIÉE.....	72
3.4.1	L'expérience de la mortalité et l'âge à la première union.....	72
3.4.2	L'expérience de la mortalité et l'âge à la première naissance .....	81
3.5	CONCLUSION .....	85
	<b><u>CHAPITRE 4 : MORTALITÉ DES ENFANTS ET PRÉFÉRENCE DE FÉCONDITÉ : UNE ANALYSE MULTI-NIVEAUX</u></b> .....	88
4.1	INTRODUCTION.....	88
4.2	CADRE CONCEPTUEL.....	89
4.3	DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE .....	91
4.3.1	Données .....	91
4.3.2	Les variables stratégiques de l'analyse.....	92
4.3.3	Méthodologie.....	98
4.4	RÉSULTATS .....	102
4.4.1	Le cas des communautés statistiques .....	102
4.4.2	Le cas des communautés socioculturelles .....	107
4.4.3	Comparaison des résultats entre les communautés et la régression simple....	110
4.5	CONCLUSION .....	112

<b>CHAPITRE 5 : <u>CONCLUSIONS GÉNÉRALES ET DISCUSSION</u></b> .....	115
5.1 RÉSULTATS À PROPOS DE LA RELATION ENTRE MORTALITÉ ET FÉCONDITÉ .....	115
5.2 FACTEURS RÉGULANT LA RELATION ENTRE LA MORTALITÉ ET LA FÉCONDITÉ DANS LE PROCESSUS DE TRANSITION DÉMOGRAPHIQUE .....	119
5.3 LES PERSPECTIVES DE RECHERCHE SUR LA RELATION ENTRE L'EXPÉRIENCE DE LA MORTALITÉ ET FÉCONDITÉ .....	121
<b>BIBLIOGRAPHIE</b> .....	123

## TABLE DES TABLEAUX

Tableau I – Évolution de l'espérance de vie à la naissance selon le sexe, Tanzanie, 1967-1996 .....	3
Tableau II – Taux de mortalité infanto-juvénile, Tanzanie, 1956-1996 .....	4
Tableau III – Évolution des taux de fécondité selon l'âge et de l'ISF, Tanzanie, 1967-1996 .....	7
Tableau IV – Taille idéale de la famille en fonction du nombre d'enfants vivants pour les femmes et les hommes en union, Tanzanie, EDS 1991-92 et 1996 .....	8
Tableau V – Distribution (%) des naissances et des décès selon diverses caractéristiques, Tanzanie, 1987-92 et 1993-96 .....	45
Tableau VI – Rapports de cote et écarts type (entre parenthèses) du risque de mortalité néonatale, Tanzanie, EDS 1991/92 et 1996 .....	46
Tableau VII – Rapports de cote et écarts type (entre parenthèses) du risque de décéder entre 1 et 4 mois, Tanzanie, EDS 1991/92 et 1996 .....	49
Tableau VIII – Rapports de cote et écarts type (entre parenthèses) du risque de décéder entre 5 et 9 mois, Tanzanie, EDS 1991/92 et 1996 .....	50
Tableau IX – Rapports de cote et écarts type (entre parenthèses) du risque de décéder entre 10 et 15 mois, Tanzanie, EDS 1991/92 et 1996 .....	52
Tableau X – Répartition (%) des répondantes selon leur cohorte et les caractéristiques socio-démographiques individuelles et communautaires, Tanzanie, EDS 1996 .....	69
Tableau XI – Probabilités cumulées d'avoir une première union à divers âges selon l'expérience de la mortalité, Tanzanie, EDS 1996 .....	70
Tableau XII – Probabilités cumulées d'avoir une première naissance à divers âges selon l'expérience de la mortalité, Tanzanie, EDS 1996 .....	71
Tableau XIII – Évolution de l'âge médian à la première union et à la première naissance selon l'expérience de la mortalité et la génération, Tanzanie, EDS 1996 .....	72

Tableau XIV – Impact de l’expérience de la mortalité de la fratrie et d’autres variables individuelles et agrégées sur le risque de contracter une première union, générations 1951-1966, Tanzanie, EDS 1996 .....	74
Tableau XV – Impact de l’expérience de la mortalité de la fratrie et d’autres variables individuelles et agrégées sur le risque de contracter une première union, générations 1967-1981, Tanzanie, EDS 1996 .....	79
Tableau XVI – Impact de l’expérience de la mortalité de la fratrie et d’autres caractéristiques individuelles et agrégées sur le risque de donner naissance pour la première fois, générations 1951-1966, Tanzanie, EDS 1996.....	83
Tableau XVII - Impact de l’expérience de la mortalité de la fratrie et d’autres caractéristiques individuelles et agrégées sur le risque de donner naissance pour la première fois, générations 1967-1981, Tanzanie, EDS 1996.....	84
Tableau XVIII – Caractéristiques démographiques et socio-économiques des couples, Tanzanie, EDS 1996 .....	98
Tableau XIX – Résultats des régressions logistiques multi-niveaux et classique portant sur la probabilité de désirer une ou des naissances additionnelles, Tanzanie, EDS 1996 .....	104
Tableau XX - Résultats des régressions logistiques multi-niveaux et classique portant sur la probabilité de désirer une ou des naissances additionnelles, Tanzanie, EDS 1996 .....	108
Tableau XXI – Résultat des régressions logistiques multi-niveaux sur le désir de fécondité ultérieure selon les communautés, Tanzanie, EDS 1996 .....	112

*À ma mère, pour m'avoir inculqué l'autonomie et la persévérance afin d'aller au bout de ses choix.*

*À mon père, qui par ses récits de missions en Afrique, a éveillé en moi, bien inconsciemment, le désir de comprendre autrui et de découvrir d'autres cultures.*



## REMERCIEMENTS

Plusieurs personnes ont contribué à ce projet de recherche. Par leurs commentaires, leurs compétences techniques, leur soutien, tant amical que financier, ces personnes ont permis que ce travail soit mené à son terme.

Je tiens d'abord à remercier Barthélémy Kuate Defo qui a assuré la direction de cette thèse. Ses remarques et ses encouragements auront permis que ce travail aboutisse. Je le remercie également de m'avoir soutenue financièrement par le biais du projet "Effects of Infant and Child Mortality Decline on Fertility Dynamics in Africa", subventionné par le Conseil de Recherches en Sciences Humaines du Canada.

Je remercie aussi toutes les personnes qui ont pris le temps de lire et de commenter les versions antérieures de ce travail, et qui ont par-là même permis d'améliorer cette thèse : Évelyne Lapierre-Adamcyk, Micheline Fréchette, Ali Kouaouci et Victor Piché.

Parmi les personnes souvent sollicitées pour l'assistance informatique durant ma période d'apprentissage, je tiens à remercier Lucie Gingras, Paul-Marie Huot et Thomas Legrand.

Merci à tous les membres du département qui ont fait que mon séjour en ce lieu soit agréable et propice à l'élaboration de cette thèse.

Je tiens également à remercier ma famille, mes amis, et tout particulièrement Pierre, Ève et Guillaume qui ont dû composer avec mes moments de frustration, de doute et d'intense excitation.

Je tiens enfin à remercier la Faculté des Études Supérieures pour les bourses qui m'ont été offertes depuis mon admission au programme de doctorat.

## **CHAPITRE 1**

### **INTRODUCTION GÉNÉRALE**

La relation entre l'expérience de la mortalité et la fécondité dans le contexte africain, et plus particulièrement dans le cas de la Tanzanie, est le thème central de ce travail. Nous présenterons d'abord l'état de la transition démographique dans le monde, dans laquelle s'inscrit la relation entre la mortalité et la fécondité, et le contexte tanzanien. Puis, nous nous attarderons sur certains mécanismes qui régulent la relation entre la mortalité et la fécondité, pouvant avoir un impact sur le déroulement de la transition démographique, via le déclin séculaire de la mortalité et de la fécondité. De plus, nous présenterons brièvement le projet " Effects of Infant and Child Mortality Decline on Fertility Dynamics in Africa " du professeur B. Kuate Defo, puisque ce travail s'inscrit dans le cadre de cette recherche. Et nous exposerons enfin les objectifs généraux et spécifiques de notre recherche. Cette thèse étant constituée de trois articles, les objectifs spécifiques seront présentés en fonction des articles qui composent ce travail.

#### **1.1 LE CONTEXTE TANZANIEN**

La Tanzanie est le deuxième pays le plus peuplé d'Afrique de l'Est, après l'Éthiopie, avec une population estimée à 33,70 millions en 1998 (United Nations, 1999a). Cette population n'est pas distribuée également puisqu'en 1988, 54% de la population occupait 25% du territoire. Les régions comme Mwanza, Shinyanga, Mbeya, Dar es Salaam, Arusha, Kagera, Tanga, Kilimanjaro, Iringa, Morogoro, Tabora et Dodoma comptaient chacune plus d'un million d'individus (Bureau of Statistics et Macro International, 1997).

Bien que la population soit encore majoritairement rurale, la proportion des personnes vivant en milieu urbain ne cesse de progresser, passant de 6 à 18% entre 1967 et 1988 (Bureau of Statistics et Macro International, 1997).

Ce pays, comme beaucoup d'autres pays en développement, est caractérisé par des taux de fécondité élevés et des taux de mortalité modérément élevés mais en déclin (Mturi et Hinde, 1995). La répartition de la population, selon sa structure par âge, fait de la Tanzanie un pays jeune puisqu'environ 46% de la population a moins de 15 ans (Komba et Aboud, 1994).

Entre 1988-91 et 1992-95, les gains de la croissance annuelle moyenne de l'économie et du revenu per capita se sont réduits, passant respectivement de 5,2% à 3,7% et de 2,0% à 0,8%, alors que la croissance de la population, de son côté, se poursuivait à un taux élevé (Bureau of Statistics et Macro International, 1997).

C'est dans ce contexte que la Tanzanie a adopté en 1992 une politique nationale de population. Un des objectifs de la politique était de renforcer les services de la planification familiale afin de promouvoir la santé et le bien-être de la famille, de la communauté et de la nation (Bureau of Statistics et Macro International, 1997).

#### 1.1.1 Niveaux et tendances de la mortalité

La mortalité en Tanzanie demeure élevée puisque l'espérance de vie à la naissance pour la période 1995-2000 était de 47 ans pour les hommes et de 49 ans pour les femmes (tableau I). En outre, la mortalité en dessous de 5 ans en 1996 était de 136,5 décès pour mille naissances vivantes dont les deux tiers survenaient durant la première année de vie (tableau II).

Le tableau I montre l'évolution de l'espérance de vie à la naissance selon le sexe de 1950 à 2000. De 1950-55 à 1980-85, les conditions de mortalité pour les deux

sexes se sont améliorées puisque l'indicateur retenu n'a cessé d'augmenter. La baisse de celui-ci à partir de 1980-85 peut sans doute être expliquée par l'impact du SIDA. En effet, selon les Nations Unies (1999b), le SIDA était responsable, en 1995-2000, d'un recul de l'espérance de vie à la naissance d'environ neuf ans. En l'absence de l'épidémie du SIDA, l'espérance de vie à la naissance aurait dû s'établir à 57,1 ans pour l'ensemble de la population contre 47,9 ans. Il est à noter, que les projections relatives à cet indicateur suggèrent une stabilisation des conditions de mortalité pour la période 2000-05, puisque le niveau de l'espérance de vie demeure inchangé par rapport à la période précédente.

Par ailleurs, les femmes vivent, en général, plus longtemps que les hommes tout au long de la période d'observation. Cet écart était d'un peu plus de trois ans jusqu'au milieu des années quatre-vingt, puis il a progressivement décliné pour s'établir à 2,3 ans en fin de période d'observation.

	1950-55	1960-65	1970-75	1980-85	1990-95	1995-2000
Ensemble	37,0	41,7	46,5	50,6	49,4	47,9
Hommes	35,5	40,1	44,9	48,9	48,1	46,8
Femmes	38,6	43,3	48,2	52,5	50,8	49,1
Différence	3,1	3,2	3,3	3,6	2,7	2,3

Source : United Nations (1999a). *World Population Prospects : The 1998 Revision. Volume I : Comprehensive Tables*. New York, United Nations, Department of Economic and Social Affairs.

Le tableau II présente l'évolution de la mortalité en dessous de cinq ans en Tanzanie de 1956 à 1996. Deux indicateurs, le taux de mortalité infantile et le taux de mortalité infanto-juvénile, nous éclairent sur la tendance de la mortalité aux jeunes âges depuis le milieu des années cinquante.

Les données du recensement de 1967 indiquaient que la mortalité en dessous de cinq ans était très élevée, 234 décès pour mille naissances vivantes. Au recensement de 1978, cet indicateur avait reculé de 10,3% pour atteindre un niveau de 209,5‰, puis a continué à décroître sur la période suivante à un taux de 8,4%, se

fixant à un niveau de 192‰ en 1988. Les données des deux Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) ont également révélé que la mortalité infanto-juvénile continuait à décliner passant d'un taux de 141,2‰ en 1991/92 à 136,5‰ en 1996, ce qui représente tout de même un niveau élevé de mortalité.

La mortalité infantile, composante du précédent indicateur, a également reculé sur l'intervalle 1956-1996. Au début de cette période, le taux de mortalité infantile était de 190 décès pour mille naissances vivantes en Tanzanie continentale. Le recensement de 1967 a estimé ce taux à un niveau de 145,1‰, qui s'est ensuite réduit de 5,5% entre 1967 et 1978, s'établissant ainsi à un niveau de 137,1‰. La période intercensitaire 1978-1988 a enregistré une réduction de 16,1% de l'indice pour atteindre 115‰ en 1988. Comme pour la mortalité infanto-juvénile, les EDS ont montré une baisse de la mortalité entre 0 et 1 an, passant de 91,6‰ en 1991/92 à 87,5‰ en 1996.

**Tableau II – Taux de mortalité infanto-juvénile, Tanzanie, 1956-1996**

Années	Mortalité néonatale	Mortalité post-néonatale	Mortalité infantile	Mortalité juvénile	Mortalité infanto-juvénile
1996	31,1	55,7	87,5	53,7	136,5
1991-92	37,9	53,7	91,6	54,6	141,2
1988			115,0		192,0
1978			137,1		209,5
1967			145,0		233,5
1956			190,0		

Sources : Nations Unies et OMS (1983). *Niveaux et tendances de la mortalité depuis 1950*. New York, Nations Unies.  
 United Nations (1985). *Mortality Levels, Patterns, Trends and Differentials in Africa*. Addis Ababa, Economic Commission for Africa, African Population Studies n°8, p 36.  
 Ngallaba *et al.* (1993). *Tanzania Demographic and Health Survey 1991/1992*. Columbia, Maryland, Bureau of Statistics [Tanzania] et Macro International.  
 Komba et Aboud (1994). Fertility Levels, Trends, and Socioeconomic Differentials : Findings from the Tanzania Demographic and Health Survey. In Macro International, *Fertility Trends and Determinants in Six African Countries*, Calverton, Maryland, MI.  
 Bureau of Statistics et Macro International (1997). *Tanzania Demographic and Health Survey 1996*. Calverton : Bureau of Statistics [Tanzania] et MI.

Par ailleurs, le tableau II nous indique que la mortalité infantile représente les deux tiers des décès enregistrés entre 0 et 5 ans sur toute la période d'observation, 1967-1996. Le niveau de mortalité pour le premier mois suivant la naissance en 1996 était en outre faible, 32 décès pour mille naissances vivantes, alors que celui entre le

premier et le douzième mois était de 55,7%, en légère augmentation (3,7%) par rapport à 1991/92.

### 1.1.2 Causes de morbidité et de mortalité

À partir de la statistique hospitalière, il est possible d'établir un modèle des causes de décès en Tanzanie. Les principales causes de morbidité et de mortalité ont été et restent encore les maladies d'origine infectieuse, parasitaire et respiratoire (United Nations, 1985). Les programmes de santé ont permis de réduire l'impact négatif de ces pathologies, contribuant ainsi à faire reculer la mortalité (Mturi et Hinde, 1995). En effet, la couverture vaccinale contre les maladies les plus meurtrières chez les enfants (rougeole, diphtérie, coqueluche, tétanos, tuberculose et polio) est élevée puisqu'en 1991 et 1996, 71% des enfants âgés de 12 à 23 mois avaient reçu les vaccins du BCG, de la rougeole, du DTP et de la polio. Moins de 5% des enfants n'avaient reçu aucune protection pour ces mêmes années (Ngallaba *et al.*, 1993 ; Bureau of Statistics et Macro International, 1997).

Cependant, le déclin de la mortalité des enfants de moins de cinq ans pourrait bien perdre de sa vitesse, voire être annulé, à cause de l'épidémie du SIDA (Ainsworth *et al.*, 1998 ; US Bureau of the Census, 1999). La Tanzanie est un des pays les plus sévèrement touchés par cette épidémie en Afrique et dans le monde. La Banque mondiale (1992) a estimé qu'entre 400 000 et 800 000 individus étaient infectés par le virus VIH en 1990. Par conséquent, le SIDA devrait devenir à terme la principale cause de décès parmi les jeunes enfants et adultes. Une récente étude (Børma *et al.*, 1997), sur les niveaux et les causes de la mortalité adulte en Tanzanie rurale, dans un canton de Mwanza, a montré que 62,5% de tous les décès avaient pour origine une maladie transmissible. Les décès attribuables au SIDA comptaient pour 35% de tous ces décès alors que les autres maladies transmissibles représentaient 24% de tous les

décès (dysenterie, tuberculose, malaria, méningite, anémie<sup>1</sup>). Les maladies non transmissibles étaient responsables d'une relativement faible proportion des décès adultes (13%) et les causes les plus importantes étaient les maladies cardiovasculaires, les tumeurs et les problèmes liés au foie. Enfin, 13% des décès étaient reliés aux blessures.

Bien que le déclin de la mortalité soit réel depuis les années soixante, celui-ci pourrait donc être remis en question par l'épidémie du SIDA. En outre, les niveaux de mortalité sont encore relativement élevés malgré les efforts accomplis en matière de santé.

Un des objectifs visés par la politique de population était éventuellement la réduction de la croissance de la population en favorisant l'accès aux services de planning familial, en encourageant chaque famille à espacer les naissances et en offrant des programmes d'éducation à la vie familiale pour les adolescentes. Les niveaux de fécondité en Afrique Subsaharienne sont les plus élevés des pays en développement. Cependant, à la fin des années quatre-vingt la partie australe du continent (Afrique du Sud, Zimbabwe, Botswana, Swaziland) ainsi que le Kenya ont vu leur niveau de fécondité évoluer à la baisse. Cette réduction de la fécondité s'est ensuite étendue au Nigeria et à la Namibie au début des années quatre-vingt-dix (Cohen, 1996 ; Tabutin, 1997 ; Charbit et Régnard, 1999 ; Mboup, 2000 ; Locoh et Makdessi, 2000). Qu'en est-il de la Tanzanie ?

### 1.1.3 Niveaux et tendances de la fécondité

L'indice synthétique de fécondité (ISF) indique que si les niveaux de fécondité restaient constants, une femme tanzanienne aurait en moyenne 5,8 enfants durant sa vie reproductive. La fécondité est à son maximum entre 20 et 29 ans, et décline très

---

<sup>1</sup> L'anémie n'est pas une infection proprement dite mais sous les tropiques elle résulte fréquemment d'infections multiples telles que la malaria, les infections helminthiques et une pauvre alimentation (Boerma *et al.*, 1997).

rapidement après 30 ans. Les niveaux de fécondité sont, par ailleurs, plus élevés en milieu rural (ISF de 6,3 enfants) qu'en milieu urbain (4,1). En outre, l'Enquête Démographique et de Santé menée en 1996 a montré que 26% des adolescentes (15-19 ans) recensées par l'enquête étaient concernées par des grossesses précoces, 21% d'entre elles étant déjà mères et 5% attendant leur premier enfant.

Le tableau III montre l'évolution de l'indice synthétique de fécondité en comparant les données des recensements et celles des EDS. Bien que les indicateurs estimés proviennent de deux sources différentes, ne permettant pas directement la comparaison entre eux, nous croyons qu'ils peuvent être quand même révélateurs d'une certaine tendance. Les données du recensement, pour la période 1967-1988, nous indiquent que l'indice synthétique de fécondité est passé de 6,9 enfants par femme en 1967 à 7,2 en 1978, soit une augmentation de 4,3%. Pour la période suivante, l'indicateur de fécondité a diminué de 9,7%, passant ainsi de 7,2 enfants par femme à 6,5. Les données des deux EDS confirment la baisse de la fécondité entamée au début des années quatre-vingt, puisque l'ISF est passé de 6,25 à 5,82 enfants par femme.

Groupes d'âge	1967	1978	1988	1991-92	1996
15-19				144	135
20-24				282	260
25-29				270	255
30-34				231	217
35-39				177	167
40-44				108	87
45-49				37	42
ISF	6,9	7,2	6,5	6,25	5,82

Sources : Mhuri et Hinde (1994). Fertility Decline in Tanzania. *Journal of Biosocial Science*, 26(4) : 529-538.  
 Bureau of Statistics et Macro International (1997). *Tanzania Demographic and Health Survey 1996*.  
 Calverton, Maryland, Bureau of Statistics [Tanzania] et MI.

De plus, l'examen des changements des taux de fécondité par âge confirme également le déclin de la fécondité à tous les âges entre les EDS de 1991/92 et 1996.

Ces variations de la fécondité se sont également traduites par une modification de son calendrier. En 1996, 12% des femmes âgées de 45-49 ans avaient eu leur



première naissance avant l'âge de 15 ans, alors que ce chiffre n'était plus que de 3% pour les femmes âgées de 20 à 24 ans. À 20 ans, 61% des femmes âgées de 45-49 ans avaient eu leur première naissance contre 52% pour les jeunes femmes de 20 à 24 ans. Par ailleurs, l'âge médian à la première naissance a augmenté de presque une année entre ces deux groupes d'âges, à savoir 19 ans pour les plus vieilles et 19,8 ans pour les plus jeunes. Par contre, l'âge médian à la première naissance était associé négativement au niveau d'éducation atteint. Ainsi, il était, parmi les femmes âgées de 25 à 49 ans en 1996, de 18,4 ans pour les femmes n'ayant aucune éducation contre 19,7 ans pour celles ayant complété le niveau primaire et de 23 ans pour celles ayant atteint au moins un niveau secondaire.

Si les changements dans les comportements reproducteurs sont encore modestes, l'idée d'une famille moins nombreuse semble faire son chemin. Le tableau IV montre l'évolution de la taille idéale de la famille selon le nombre d'enfants vivants et le sexe. En quatre ans, la taille idéale de la famille a été amputée d'environ un demi-enfant et ce, quel que soit le sexe de la personne interrogée. On remarque par ailleurs que les hommes veulent en général une famille plus large que ne le souhaite la femme.

**Tableau IV – Taille idéale de la famille en fonction du nombre d'enfants vivants pour les femmes et les hommes en union, Tanzanie, EDS 1991-92 et 1996**

	Nombre d'enfants vivants							Total
	0	1	2	3	4	5	6+	
<b>Femmes</b>								
1991/92	5,8	5,6	5,9	6,2	6,6	7,2	7,4	6,4
1996	5,1	5,0	5,3	5,7	6,1	6,5	7,1	5,9
<b>Hommes</b>								
1991/92	5,6	7,2	6,7	7,6	8,5	8,4	8,8	7,4
1996	5,0	4,8	5,6	6,0	7,1	7,4	8,7	6,7

Sources : Ngallaba *et al.* (1993). *Tanzania Demographic and Health Survey 1991/92*. Columbia, Maryland, Bureau of Statistics [Tanzania] et MI.  
Bureau of Statistics et Macro International (1997). *Tanzania Demographic and Health Survey 1996*. Calverton, Maryland, Bureau of Statistics [Tanzania] et MI.

## 1.2 LA RELATION MORTALITÉ-FÉCONDITÉ

La transition démographique, à travers le monde, en est à divers stades. Ainsi, cette dernière est pratiquement achevée pour les pays occidentaux où l'on évoque même l'idée d'une seconde transition démographique, touchant plus particulièrement le système familial (Van de Kaa, 1987 ; Jackson et Pool, 1994). Malgré la grande variété des situations, la transition démographique est en cours dans les pays du Sud.

Dans les pays du Sud, la baisse de la mortalité a d'abord débuté en Amérique Latine dès 1900 (Chackiel et Scholnick, 1997), puis en Asie du Sud dès les années vingt, en particulier en Inde et au Sri Lanka, et s'est ensuite généralisée au continent à la fin des années quarante (Fernando, 1985). C'est d'ailleurs à cette période que certains pays d'Afrique, comme l'île Maurice ou la Réunion, se sont engagés à leur tour dans la transition démographique (Hill, 1996).

Amorcée après la seconde guerre mondiale, la transition de la fécondité s'est d'abord manifestée en Asie de l'Est, puis s'est rapidement étendue à l'Asie du Sud-Est et du Sud ainsi qu'à l'Amérique Latine et au Maghreb au cours des années soixante et soixante-dix (Chesnais, 1995 ; Freedman, 1995 ; Palloni, 1990). Plus récemment, l'Afrique, notamment la partie subsaharienne du continent, s'est engagée dans la transition de la fécondité. Cependant les niveaux de mortalité dans cette région sont plus élevés que dans les autres parties du monde et ce, malgré les gains réalisés en matière de santé. La Tanzanie ne semble pas échapper à ce modèle. Le récent retournement à la hausse de la tendance de la mortalité constaté dans certains pays africains peut-il constituer dès lors un frein aux timides changements des comportements reproducteurs ?

La relation entre la mortalité et la fécondité, et plus particulièrement le décalage entre le déclin séculaire de ces deux phénomènes démographiques, constitue un enjeu important dans le processus de transition démographique. C'est avec

l'amélioration des chances de survie que commence à s'accroître la population (Nostestein, 1945). Son rythme de croissance dépendra, d'une part, du niveau initial de la mortalité et, d'autre part, de la rapidité des changements dans les comportements reproducteurs (Van de Walle et Knodel, 1980).

Au cours de la transition démographique, plusieurs mécanismes vont influencer la relation entre la mortalité et la fécondité. Étudiés à divers degrés, ces mécanismes sont par exemple l'épuisement maternel, les effets de compétition, physiologique, de remplacement, d'assurance et de transition (Hobcraft, McDonald et Rutstein, 1983 et 1985 ; Lloyd et Ivanov, 1988). Alors que les deux premiers font référence à l'influence du comportement reproducteur sur les chances de survie, les suivants décrivent l'impact de la mortalité sur la fécondité. À ces mécanismes, désormais classiques, de récentes études ont fait émerger d'autres processus pouvant influencer la relation entre la mortalité et la fécondité, tels que l'arbitrage entre la qualité et la quantité des enfants, la dotation en grossesses potentielles ou bien encore le concept de « mariage squeeze » (Becker, 1991 ; Bledsoe, 1998).

### 1.2.1 Impact de la fécondité sur la mortalité

L'objectif de cette section est de donner d'une part une description théorique des mécanismes qui régulent la relation entre les comportements reproducteurs et les risques de mortalité et, d'autre part, de faire le point sur l'état de l'avancement des recherches sur ces derniers.

Les effets de l'espacement des naissances sur le risque individuel de mortalité des enfants opèrent par le biais de la durée de l'intervalle précédent et du moment où survient la conception suivante. La littérature démographique a identifié trois mécanismes par le biais desquels la durée de l'intervalle entre naissances peut affecter les chances de survie.

### 1.2.1.1 Le syndrome d'épuisement maternel

Le premier de ces mécanismes est appelé le syndrome d'épuisement maternel. Il résulte de tensions croissantes et cumulatives liées aux grossesses successives et aux périodes d'allaitement. Le syndrome d'épuisement maternel peut se traduire par des déficiences nutritionnelles spécifiques, telles que des carences en vitamine D (ostéomalacie<sup>2</sup>), en iode (goitre<sup>3</sup>) ou une insuffisance générale en protéine et en calorie (Børma et Bicego, 1991). Les femmes avec un court intervalle entre deux naissances n'ont pas le temps nécessaire pour reconstituer leurs réserves nutritionnelles. Cela se traduira par un retard de la croissance du fœtus et, par conséquent, par un poids à la naissance plus faible que la norme, ce qui peut avoir des répercussions sur les chances de survie du nourrisson (Hobcraft, McDonald et Rutstein, 1983 ; Børma et Bicego, 1991).

Les résultats de l'étude de Palloni et Millman (1986), basés sur les données des Enquêtes Mondiales de Fécondité (EMF) de douze pays latino-américains, sont compatibles avec l'idée d'un impact négatif de l'épuisement maternel sur les chances de survie des enfants. D'abord, plus la durée de l'intervalle précédent l'enfant référence est longue et plus les risques de mortalité sont faibles. De plus, le moment où intervient la conception suivante a également des effets importants sur la survie de l'enfant référence, surtout à la fin de sa première année de vie. Grâce aux données des EDS de 17 pays, menées entre 1986 et 1989, Børma et Bicego (1991) suggèrent que l'état physique et nutritionnel de la mère peut être l'un des mécanismes prénatals influençant les risques de décéder. Ainsi, un court intervalle entre naissances (inférieur à 24 mois) est associé à un risque accru de mortalité des enfants et, ces effets négatifs sont les plus forts durant la période néonatale et au début de la période post-néonatale. Basée sur les données de l'enquête DNFS<sup>4</sup> de Matlab au Bangladesh et l'enquête longitudinale de santé et de nutrition de Cebu aux Philippines, l'étude de Miller *et al.*

<sup>2</sup> Maladie de la glande thyroïde qui se manifeste par une augmentation de son volume (Wilson *et al.*, 1992).

<sup>3</sup> Trouble de la minéralisation du squelette qui se traduit chez l'adulte par des douleurs osseuses diffuses et une fragilité osseuse ainsi que par une faiblesse musculaire (Wilson *et al.*, 1992).

<sup>4</sup> Determinant of Natural Fertility Survey de 1975 à 1980.

(1992) suggère que le risque de mortalité élevé des enfants dont le rang de naissance est élevé et, pour qui la durée entre la naissance et la conception suivante est courte, est compatible avec l'hypothèse d'épuisement maternel. En effet, après avoir contrôlé pour l'ensemble des facteurs pouvant influencer la durée de l'intervalle entre naissances, ces auteurs ont constaté que les enfants de rang 7 et plus avec un court intervalle entre leur naissance et la conception suivante (moins de six mois) avaient un risque de décéder significativement plus fort (rapport de cote : 2,62) au Bangladesh. Les résultats de l'étude de Kuate Defo (1997), basés sur l'EMF du Cameroun et d'une autre enquête menée à Yaoundé en 1978, confirment le rôle de l'épuisement maternel dans l'accroissement du risque de décéder durant les premiers mois de la vie. Après avoir contrôlé pour l'âge de la mère à la naissance de l'enfant et la parité, de même que pour d'autres variables susceptibles d'agir sur l'espacement entre naissances, l'effet significatif de l'intervalle précédent sur le risque de décéder disparaît, pour le groupe d'âges 8-11 mois, suggérant ainsi que l'épuisement maternel était en cause.

Au-delà du mécanisme d'épuisement maternel, la survie de l'enfant peut être influencé par l'état général de santé de la mère, plus particulièrement lorsque l'épidémie du SIDA est présente dans un pays. Les enfants nés de mères séropositives sont sujets à la prématurité, à une plus faible croissance intra-utérine ainsi qu'à un plus faible poids à la naissance comparativement aux enfants nés de mères séronégatives (Taha *et al.*, 1995). Une étude menée en milieu urbain au Malawi a montré que le taux de mortalité à 30 mois était trois fois plus élevé pour les enfants nés de mères séropositives (360‰) que pour ceux nés de mères séronégatives (118‰) (Taha *et al.*, 1995). Dans une autre étude menée au Congo, le taux de survie à 12,5 mois était de 97% pour les enfants de mères séronégatives contre seulement 61% pour les enfants de mères séropositives (Lallemant *et al.*, 1989). Par ailleurs, les enfants non infectés par le virus VIH, mais résidant dans un foyer où est présent une personne atteinte du SIDA, peuvent faire face à plus grande morbidité et avoir statut nutritionnel plus faible parce qu'ils sont exposés à d'autres agents infectieux. Basée sur les données socio-économiques d'une enquête longitudinale de ménages dans la région de Kagera, au

nord-ouest de la Tanzanie, Dayton (1999) a trouvé une relation positive entre la morbidité des parents et un faible poids par rapport à la taille parmi les enfants de moins de dix ans.

#### *1.2.1.2 Compétition entre les enfants*

La réduction de l'espacement des naissances tend à accroître la compétition entre les membres d'une même fratrie pour les soins maternels ainsi que les ressources disponibles à l'intérieur du ménage. Par ailleurs, un nombre élevé d'enfants en bas âge ou dans l'enfance peut augmenter les risques de mortalité par la transmission de maladies infectieuses telles que les maladies diarrhéiques et respiratoires (rougeole, varicelle).

Les résultats des recherches concernant l'effet de compétition ne semblent pas forcément converger. Hobcraft, McDonald et Rutstein (1983) ont montré que l'association entre un rang de naissance croissant et la mortalité infantile et juvénile était peu évidente. Bien que l'effet de compétition entre les membres d'une même fratrie semble opérer au Cameroun, Kuate Defo (1997) suggère qu'il est cependant marginal. Plus récemment, l'étude de Lindstrom et Berhanu (1999), s'appuyant sur les données d'enquête nationale sur la famille et la fécondité en Éthiopie (1990), montre que l'accroissement du risque de mortalité post-néonatale et de mortalité précoce durant l'enfance était lié à la compétition entre les enfants pour les ressources maternelles. Ainsi, les enfants, dont la durée de l'intervalle qui précède leur naissance variait de 18 à 35 mois, avaient un risque significativement plus élevé de décéder entre 1 et 11 mois ainsi qu'entre 1 et 4 ans. Ce résultat, selon les auteurs, est compatible avec l'hypothèse de compétition pour les ressources maternelles entre l'enfant référence et ses aînés qui s'intensifie avec l'âge de l'enfant référence. Par ailleurs, durant la période juvénile, la survenue d'une conception ultérieure est associée à une mortalité accrue, ce qui confirme l'importance de l'effet de compétition comme mécanisme reliant un espacement rapproché des naissances avec une mortalité juvénile précoce en

Éthiopie. En outre, Aaby (1989) a montré que la mortalité due à la rougeole, dans certaines populations, est élevée à cause des proportions importantes de cas secondaires lors d'une épidémie.

### *1.2.1.3 Les facteurs génétiques*

De récentes études ont montré que les risques individuels de mortalité durant l'enfance étaient regroupés dans certaines familles ou communautés (Das Gupta, 1990 ; Guo, 1993 ; Manda, 1998). Les risques de mortalité entre les membres d'une même fratrie sont corrélés parce qu'ils partagent des caractéristiques familiales communes, comme les facteurs biologiques et sociaux, la compétence des parents, les croyances personnelles ou bien encore l'utilisation des soins de santé, la culture et les normes. Un court intervalle entre naissances peut donc refléter un désavantage génétique à l'intérieur d'une famille. Par exemple, dans le cas de mortalité néonatale, les conditions biologiques telles que les maladies héréditaires (hémophilie), la propension à donner naissance à des enfants prématurés, sont importantes (Børma et Bicego, 1991).

La prise en compte des facteurs génétiques dans diverses études se traduit généralement par l'introduction d'une variable reflétant la survie ou non des enfants d'une même fratrie. Das Gupta (1990) montre que les risques de mortalité tendent à être plus présents dans certaines familles indiennes. Sur 1800 femmes interrogées dans un district de la province du Punjab, 67% d'entre elles n'avaient expérimenté aucun décès de leurs enfants alors que seulement 12,6% de l'ensemble des femmes avaient perdu plusieurs enfants et, ces décès représentaient plus de 62% de tous les décès. L'analyse multivariée a montré que la probabilité de décéder d'un enfant s'accroissait significativement si certains de ces frères et sœurs étaient décédés durant leur enfance. D'autres variables ont été utilisées pour rendre compte de l'hétérogénéité des risques familiaux de mortalité. Par exemple, Miller *et al.* (1992) ont construit un indice mesurant la proportion des enfants décédés avant la conception de l'enfant référence.

Leurs résultats montrent que les enfants, nés d'une famille où la proportion d'enfants décédés est plus élevée que la moyenne, sont susceptibles de mourir deux fois plus au cours des deux premières années de leur vie que ceux issus d'une union où la proportion des décès est plus faible. En se basant sur les données de l'EDS Malawi de 1992, Manda (1998) montre que le risque de décéder entre 0 et 1 an de l'enfant référence s'accroît (rapport de cote : 1,35) lorsque l'enfant qui le précède décède. Ce résultat confirme ceux issus d'une enquête sur les méthodes traditionnelles et modernes d'espacement des naissances, menée en 1988 au Malawi (Madise et Diamond, 1995). À l'inverse, les résultats de l'étude de Sastry (1997), basée sur une enquête brésilienne de 1986<sup>5</sup>, relativisent l'importance de la concentration familiale des décès comme facteur explicatif de la mortalité des enfants. L'effet net de la concentration des décès à l'intérieur d'une famille, après contrôle des facteurs observables et non observables, tant aux niveaux individuel, familial et communautaire, est faible. Ces résultats, selon Sastry, suggèrent que ni la compétence parentale ni les facteurs génétiques communs ne sont des facteurs influençant la mortalité des enfants dans le Nord Est du Brésil.

### 1.2.2 Impact de la mortalité sur la fécondité

Cette sous-partie, comparativement à la précédente, mettra en avant les différents mécanismes par lesquels la mortalité influence la fécondité. Deux types de mécanismes seront présentés ici. Le premier type fait référence à un comportement volontaire du couple en matière de fécondité alors que le second est relié aux normes socioculturelles.

---

<sup>5</sup> Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar - Brasil



### 1.2.2.1 Effet de remplacement

La stratégie de remplacement consiste à remplacer un enfant décédé par une naissance additionnelle, soit en reculant la fin de la vie reproductive de la femme, soit en diminuant l'intervalle entre naissances. Comme le soulignent Randall et Legrand (2000), cette stratégie ne peut donc débiter qu'après l'arrivée d'une première naissance. Par ailleurs, elle ne peut influencer ni le calendrier de la première naissance ni celui de l'union. De plus, ce comportement ne peut concerner que les enfants désirés. Il est plausible que les couples ne remplaceront pas un enfant initialement non souhaité, même s'il a été entouré de l'amour parental (Preston, 1978 ; Randall et Legrand, 2000).

Certaines conditions sont nécessaires pour que s'exprime cette stratégie de remplacement. D'abord, le couple doit pouvoir exercer un rôle conscient sur sa fécondité. D'une part, le couple doit pouvoir palier au décès d'un enfant par une naissance additionnelle et, d'autre part, il doit pouvoir se prémunir de celle-ci si aucun décès ne survient. Ainsi, si le contrôle de la fécondité ne peut se faire, alors l'effet de remplacement ne peut exister. De la même manière, pour qu'un enfant décédé puisse être remplacé il faut que ce décès survienne avant la fin de la vie reproductive de la femme. Les décès se produisant durant l'adolescence ou au début de l'âge adulte ne pourront être remplacés. Par exemple, les décès reliés au SIDA survenant durant l'enfance ou précocement à l'âge adulte peuvent ne pas être remplacés. Dans le premier cas, le décès renvoie à l'infection des parents, qui peuvent dès lors prendre des mesures, telles que l'abstinence ou la contraception, afin d'éviter de nouvelles naissances et donc à plus ou moins longue échéance de nouveaux décès. De plus, la mère peut décéder avant la survenue d'une nouvelle grossesse (Ainsworth *et al.*, 1998). Dans le second cas, le décès intervient très probablement à la fin de la vie reproductive de la femme et ne peut être compensé pour des raisons physiologiques (Preston, 1978 ; Randall et Legrand, 2000). D'autres raisons peuvent encore expliquer le fait que le remplacement soit incomplet. Par exemple, lorsque le couple a un objectif en terme

d'enfants survivants si élevé qu'il ne pourra jamais l'atteindre même si tous leurs enfants survivaient, ou bien si l'idéal familial est centré sur un seul sexe. Lorsque le contrôle de fécondité est imparfait, à la suite de problèmes de stérilité, de la séparation des conjoints ou d'un avortement spontané, la stratégie de remplacement ne compense pas totalement le décès d'un enfant. C'est pourquoi en moyenne un décès supplémentaire parmi les membres d'une même fratrie, toute chose étant égale par ailleurs, ne se traduit pas par une naissance additionnelle.

Ce mécanisme a largement été testé par les recherches démographiques et les résultats de ces dernières varient sensiblement. Alors que certaines études ont suggéré une faible relation entre la mortalité infantile et la fécondité (Knodel, 1978 ; Frankenberg, 1998 ; Rosero-Bixby, 1998 ; Randall et Legrand, 2000), d'autres, en revanche ont fait ressortir que l'effet de remplacement est un phénomène à ne pas négliger. Ainsi en Inde, Bhat (1998) a montré que le décès d'un enfant avait un impact significatif sur les niveaux de fécondité. Les résultats de l'étude de Kuate Defo (1998a), dans les contextes africains et camerounais, vont dans le même sens.

#### *1.2.2.2 Effets d'assurance et de transition*

La stratégie d'assurance consiste à avoir plus d'enfants que la taille désirée de la famille afin d'anticiper les décès qui se produiront durant la vie reproductive du couple ainsi qu'après. Dans cette stratégie, on présume que le couple accorde une importance relative à un nombre bien déterminé d'enfants, ou du moins à une échelle de grandeur, comparativement à d'autres caractéristiques qui peuvent leur être attribuées (Randall et Legrand, 2000 ; van de Walle, 1992). Ainsi, dans un contexte où la mortalité est très élevée et où les chances de survie sont par conséquent incertaines, un couple aura un nombre important d'enfants comparativement à un nombre restreint. C'est en ce sens que Ainsworth *et al.* (1998) suggèrent qu'une forte mortalité infanto-juvénile, induite par le SIDA, exercera probablement un fort effet positif sur la fécondité, en augmentant les perceptions des couples non infectés du risque de

mortalité future de leur progéniture, modifiant à la hausse leur estimation du nombre excédentaire de naissances leur garantissant un nombre acceptable d'enfants survivants.

Dans ce contexte, la perception du risque de mortalité par les individus aura une influence sur leurs comportements reproducteurs. Plusieurs questions se posent dès lors. La première étant de savoir comment se fondent ces perceptions individuelles. Ensuite, les personnes en ont-elles une bonne représentation, c'est-à-dire sont-elles capables d'évaluer correctement les niveaux de mortalité et leur tendance. Et enfin, dans quelle mesure ces perceptions entrent-elles en compte dans les décisions de fécondité ? Selon Montgomery (1998), elles sont influencées par l'expérience directe et observée. Montgomery (1998, 1999) souligne que l'expérience durant l'enfance et l'adolescence établit, en partie, les perceptions du risque de mortalité et que, malgré les changements positifs en matière de santé, les impressions qui se dégagent de cette expérience antérieure restent prédominantes. À l'intérieur d'un couple, l'expérience de décès d'un ou de plusieurs enfants pourrait conduire à un accroissement de la fécondité. En outre, le fait de résider dans un environnement où la mortalité est plus élevée peut conforter le couple dans sa perception du risque de mortalité et parfois même l'amplifier. À l'inverse, la résidence dans un milieu où les niveaux de mortalité sont peu élevés peut permettre un réajustement à la baisse des perceptions du risque de décéder. Par ailleurs, l'éducation, qu'elle soit scolaire ou sous forme de campagnes d'information ou bien encore des émissions de divertissement à but éducatif, peut contrebalancer les effets négatifs des perceptions.

Ce qu'il ressort de l'étude de Montgomery (1998) c'est que les personnes ont des notions préconçues en matière de perception des risques de mortalité ; qu'elles accordent moins de poids à certain type d'information, comme la survie d'un enfant, et attribuent une influence exagérée aux événements négatifs que sont les décès. Par exemple, Grieser *et al.* (2001) suggèrent que les perceptions de la tendance de la mortalité, au Zimbabwe, est reportée avec précision mais qu'elles sont cependant

surestimée, notamment dans le cas de la transmission du virus VIH de la mère à l'enfant. De leur côté, Randall et Legrand (2000) soulignent que, dans le milieu rural sénégalais, une minorité assez importante pensait que les risques de mortalité, particulièrement pour les adultes, progressaient ou alors demeuraient stables et, cette partie de la population raisonnait en terme numérique plutôt qu'en taux, c'est-à-dire en nombre de décès.

De hauts niveaux de mortalité ainsi que leur variabilité rendent quasiment impossible pour un couple de prévoir avec confiance combien d'enfants survivront étant donné un nombre défini de naissances. Selon Lloyd et Ivanov (1988), l'amélioration des chances de survie des jeunes enfants augmente la probabilité d'atteindre une taille particulière de la famille avec un nombre donné de naissances. La relation nombre total d'enfants et nombre d'enfants survivants devient donc plus prévisible. Au niveau familial, cela favorise l'émergence d'une conscience d'un but en terme de taille de la famille, c'est-à-dire déterminer un nombre précis d'enfants désirés (van de Walle, 1992). Ceci rendra plus acceptable l'idée d'une limitation de la fécondité. C'est ce processus qui a été qualifié par Lloyd et Ivanov (1988) d'effet de transition, qui constitue le pendant de l'effet d'assurance. Cependant, la réduction de la mortalité n'est pas la seule caractéristique du régime de mortalité qui conditionne l'apparition d'une régulation des naissances. En effet, la relation maternité-taille de la famille sera d'autant plus prévisible et la limitation des naissances sera d'autant mieux acceptée si les risques de mortalité sont concentrés sur un court intervalle après la naissance. À l'inverse, plus l'enfant est longuement exposé à des risques de mortalité et moins la relation entre les naissances et la taille de la famille est prévisible et moins le contrôle des naissances est attractif. Par ailleurs, la contraception sera d'autant plus attrayante que les parents auront le sentiment de pouvoir exercer un plus grand contrôle sur le sort de leurs enfants, par leur intervention dans la lutte contre les maladies infanto-juvéniles. Dans cette perspective, il faut distinguer les améliorations issues d'un transfert technologique et celles résultant d'une implication de la famille et de la communauté. Pour Lloyd et Ivanov (1988) c'est cette seconde catégorie qui peut

avoir rapidement un impact sur les comportements reproducteurs puisque la famille constitue le véritable agent de changement. Ainsi, la fécondité est influencée par l'amélioration des conditions de mortalité, dépendante non seulement de l'âge au décès mais également de la distribution des causes de décès.

Les études testant les hypothèses des effets d'assurance et de transition sont peu nombreuses parce que les données nécessaires pour entreprendre de telles recherches sont relativement rares. Par exemple, l'étude comparative entre Taiwan et le Maroc de Heer et Wu (1978) suggère que l'occurrence de la mortalité des enfants parmi les trois premières naissances contribuait à accroître la fécondité ultérieure et ce pour les deux pays. L'étude de Pebley *et al.* (1979), réalisée sur un échantillon de 716 femmes de 15-49 ans au Guatemala (enquête INCAP 1975), conclut que la perception subjective de la survie des enfants a peu d'influence sur le désir ou non d'une naissance additionnelle. Cependant, l'expérience de mortalité des membres de leur fratrie et celle de leurs propres enfants étaient reliées aux préférences de fécondité. Plus récemment, Barbieri et Legrand (1997), utilisant les données EDS de 21 pays d'Afrique subsaharienne, ont cherché à examiner l'effet de la mortalité infantile, mesurée au niveau des communautés, sur l'entrée des jeunes femmes en union et dans la maternité. Ces auteurs concluent que la baisse de la mortalité infantile entre les seuils de 100 à 200‰ a un effet intense et significatif sur la probabilité d'avoir une première naissance. L'étude de Randall et Legrand (2000), basée sur des entretiens semi-structurés au Sénégal en 1999, tant en zone rurale qu'urbaine, suggère que la stratégie d'assurance existe, mais que son impact sur les niveaux et tendances de la fécondité est probablement faible. En effet, les personnes évoquant spontanément un comportement d'assurance étaient peu fréquentes et, leur discours mettait en avant une attitude fataliste envers la maîtrise de la mortalité et de la fécondité où « Dieu » était fréquemment mis en cause. Pour Grieser *et al.* (2001), il est peu probable que la stratégie d'assurance soit pratiquée dans le contexte zimbabwéen. Cependant, il semblerait que cette stratégie, avec la stratégie de remplacement, ait été modifiée afin de maximiser les chances d'avoir des enfants en bonne santé sans pour autant

compromettre la santé des parents. Ainsi, les personnes déclarent être attentives aux moindres signes pouvant attester la présence du virus VIH/SIDA chez leurs enfants et, s'ils survivent jusqu'à l'âge de cinq ans, les parents seront alors confiants quant à leur état de santé et pourront avoir d'autres enfants.

### *1.2.2.3 Coût et bénéfices des enfants*

La mortalité peut influencer la fécondité notamment par le biais du coût implicite d'un enfant, que ce soit en terme de quantité (fécondité) ou de qualité (santé, éducation) (Becker, 1991). D'abord, des niveaux élevés de mortalité signifient un coût implicite plus élevé pour avoir un enfant survivant parce que les coûts tant en argent, en temps, en implication et santé maternelles sont importants. Une réduction de la mortalité tendra à diminuer ce coût implicite et la demande pour des enfants survivants devrait s'accroître. Ensuite, le coût de l'investissement dans la qualité des enfants, principalement l'éducation, est affecté par les risques de mortalité après que l'enfant ait atteint l'âge d'être scolarisé. L'amélioration de la santé et de la survie des enfants peut motiver les parents à investir dans chaque enfant, accroissant ainsi le coût du nombre d'enfants ce qui devrait, à terme, les inciter à réduire leur fécondité. Il se produit ainsi un arbitrage entre les coûts et les bénéfices escomptés par une quantité d'enfants contre ceux résultant de la qualité de ces derniers, incitant le couple à choisir la qualité au détriment de la quantité et favoriser le déclin de la fécondité.

L'étude de Randall et Legrand (2000) montre que l'amélioration des conditions de mortalité ne sont pas à la base de la stratégie quantité-qualité, mais elle serait plutôt reliée à la difficulté d'élever des enfants et aux coûts élevés qu'engendre la vie familiale. L'éducation morale des enfants, l'entretien de l'autorité parentale et enfin l'investissement potentiel que représentent les enfants pour le futur ont été avancés pour expliquer la limitation des naissances en milieu urbain sénégalais. Par ailleurs, l'éducation scolaire semblait occuper une place secondaire dans le discours des personnes interrogées.

#### *1.2.2.4 La dotation en grossesses potentielles*

Comparativement aux quatre mécanismes présentés ci-dessus, où le nombre d'enfants, particulièrement ceux survivants, occupent une place centrale dans la relation entre la mortalité et la fécondité, la stratégie révélée à partir de l'expérience des femmes gambiennes et rapportée par Bledsoe (1998) place au centre de cette relation la dotation en grossesses potentielles, qui inclut autant les naissances vivantes que les fœtus qui n'aboutissent pas à une naissance. Selon leur logique, les femmes possèdent, pour la durée de leur vie, un nombre de grossesses potentielles fournies par Dieu, qui peut se traduire en fausse couche ou en enfant mort-né, en enfant malade ou en enfant en pleine santé. Selon leurs croyances, le fait de donner naissance épuise la force des femmes et cela est d'autant plus vrai lorsque l'accouchement est difficile. En effet, une grossesse qui ne se termine pas par une naissance vivante est perçue comme un facteur négatif réduisant le potentiel de fécondité totale. Dans ces conditions, une femme n'ayant pas ou peu d'enfants survivants, malgré de multiples grossesses, souhaite généralement retarder une nouvelle maternité, par l'adoption d'une méthode contraceptive moderne, afin de recouvrer ses forces et d'augmenter ses chances de succès lors d'une tentative ultérieure. Ici, l'expérience répétée de la mortalité conduit les femmes à augmenter la durée écoulée entre deux grossesses et par conséquent devrait, à terme, se traduire par une plus faible fécondité.

#### *1.2.2.5 Autres mécanismes*

Parallèlement à ces stratégies volontaires, d'autres mécanismes entrent en jeu dans la relation entre la mortalité et la fécondité. Le premier de ces effets est l'effet physiologique. La fin de l'allaitement résultant d'un décès prématuré d'un enfant favorise le retour à l'ovulation et, en l'absence d'utilisation de méthodes contraceptives modernes, soumet de nouveau la femme au risque de concevoir (Preston, 1978).

Lorsque l'allaitement est commun et étendu, les études démographiques semblent confirmer l'impact de la mortalité infantile sur la fécondité. Ainsi, le décès précoce d'un enfant, en milieu sénégalais, conduisait à une reprise des conceptions et donc à une augmentation de la fécondité (Bocquier, 1991). L'étude de Grummer-Strawn, Stupp et Mei (1998), portant sur les données de 37 pays en développement, de la fin des années quatre-vingt au début des années quatre-vingt-dix, a montré que la fin de l'allaitement expliquait 65% de l'effet de la mortalité infanto-juvénile dans la réduction de l'intervalle entre naissances.

Par ailleurs, d'autres mécanismes reliés aux coutumes sociales peuvent influencer la relation entre la mortalité et la fécondité (coutumes maritales, système d'héritage, etc.). Par exemple, le concept de " mariage squeeze " fait référence à l'idée qu'un déficit de population des deux sexes pourrait influencer les pratiques matrimoniales et à terme avoir un impact sur la fécondité. En Afrique subsaharienne, tout comme dans certains pays asiatiques, la différence d'âge entre les époux est importante. Ainsi, par exemple, au Bangladesh la différence d'âge médian entre les époux est supérieure à 9 ans (Amin et Lloyd, 1998). Une réduction importante de la mortalité infantile et juvénile entraîne un rajeunissement de la structure par âge de la population, s'il n'y a aucun flux migratoire et pas de changement dans les comportements reproducteurs. Il en résulte un excès de jeunes femmes en âge de se marier comparativement aux hommes disponibles sur le marché matrimonial. L'accroissement de l'âge au premier mariage en Inde, de 13 à 19 ans, découle principalement de ce mécanisme (Bhat et Halli, 1999).

### 1.3 PROJET "EFFECTS OF INFANT AND CHILD MORTALITY ON FERTILITY DYNAMICS IN AFRICA "

Ce travail s'insérant dans le programme de recherche " Effects of Infant and Child Mortality on Fertility Dynamics in Africa ", dirigé par le professeur Kuate Defo et financé par le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (CRSHC),



nous allons d'abord présenter ce projet<sup>6</sup> et ensuite, nous mentionnerons succinctement les résultats majeurs qui en sont issus jusqu'à maintenant.

De la revue des liens qui unissent la mortalité à la fécondité de la section précédente, nous avons pu remarquer que les résultats des recherches menées sur les effets de remplacement et d'assurance sont peu concluants et limités. Ce projet vise à combler ce manque, en évaluant comment les couples, de 10 pays africains reflétant la diversité du continent<sup>7</sup>, répondent à la mortalité des enfants, qu'elle soit vécue ou supposée. Les buts de cette recherche sont de développer et de mettre en œuvre un modèle des décisions parentales en matière de reproduction autour de la question suivante : est-ce que la réduction de la mortalité des enfants importe dans les comportements reproducteurs en Afrique ?

Dans cette optique, la séquence des événements et la dynamique de la réponse des parents sont des caractéristiques fondamentales pour établir un tel modèle. D'abord, lorsqu'une femme commence sa vie reproductive, elle n'a pas d'enfant. La position des enfants est séquentielle (à l'exception des naissances multiples), et l'acquisition de l'information, notamment sur le risque de mortalité des enfants et de l'impact de décès sur l'établissement de la taille de la famille désirée, se fera sa vie durant. Ensuite, le comportement reproducteur d'un couple dépend des taux supposés de mortalité, mesurés au niveau de la communauté, ou sur les décès qui se produisent réellement. Enfin, l'information pertinente pour la prise de décision en matière de fécondité change dans le temps et peut être actualisée, c'est-à-dire que les décisions peuvent être révisées à chaque nouvelle naissance. Ainsi, chaque femme élabore un plan au début de sa vie, basé sur son information initiale, et, au fur et à mesure qu'elle obtient plus d'information, elle revoit ses attentes et ajuste son comportement

---

<sup>6</sup> Cette partie se réfère très largement au dossier de soumission présenté au CRSHC intitulé « To what extent do infant and child mortality reductions affect reproductive behavior in Africa ? ».

<sup>7</sup> 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.

reproducteur. Cette recherche a donc comme objectif de développer un modèle dynamique de la prise de décision en matière de fécondité.

Au cours de ce projet, plusieurs mesures de la mortalité seront considérées, à savoir une mortalité infanto-juvénile *ex ante* (taux en début de période ou escomptés) et *ex post* (taux perçus après leur survenance). Dans le premier cas, les probabilités de mortalité sont appropriées pour la notion d'assurance, alors que dans le second elles sont mieux adaptées à celle de remplacement. Trois mesures alternatives de la mortalité *ex ante* peuvent être considérées. La première concerne la probabilité de décéder d'un enfant dans la communauté où réside le couple, exprimée comme une fonction des caractéristiques de la communauté (à chaque parité), telles que le système d'égouts, l'approvisionnement en eau. La seconde se réfère à la mortalité des enfants à laquelle le couple fait face au niveau familial. Cette probabilité s'exprime comme une fonction du statut socio-économique du couple, de l'âge de la mère à la dernière naissance et la taille de la famille. La troisième et dernière mesure de la mortalité *ex ante* est la probabilité, selon le rang de naissance, pour que l'enfant suivant décède, exprimée en fonction du nombre d'enfants décédés et de la distribution des décès par sexe et par rang. Enfin, la mortalité *ex post* reflétera l'expérience de mortalité des enfants du premier jusqu'au dernier enfant à la date de l'enquête, c'est-à-dire qu'elle est basée sur l'expérience cumulative des parents.

À partir de ces concepts, quatre hypothèses pourront être 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 où la décision consciente d'espacement des naissances ou de limiter celles-ci est faible et, lorsque les couples pratiquent peu ou n'adoptent pas une contraception.

- 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 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 sera plus décourageant qu'un premier.

- L'impact de la mortalité des enfants sur le comportement reproducteur est dépendant du rang, c'est-à-dire que les décès plus distants dans le temps ont moins d'effet sur le comportement actuel. Trois manières peuvent être envisagées afin d'évaluer cette hypothèse. 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.

### 1.3.1 Les études comparatives du programme

Des travaux réalisés à ce jour, certains points émergent sur l'évolution des niveaux de concentration familiale des risques de décéder en Afrique et leurs déterminants (Kuate Defo et Diallo, 2001). Ainsi, Diallo et Kuate Defo (2000) ont montré, à partir de données d'enquêtes de type EMF et EDS de 11 pays africains, que la concentration des décès, dans le temps et à travers les pays, se réduisait. Les pays du

Maghreb avaient les niveaux les plus faibles de concentration des décès comparativement aux pays de la zone subsaharienne et, il existait, entre les pays de cette sous-région, une grande variabilité de cet indicateur. Ces résultats corroborent également ceux d'une étude précédente (Kuate Defo et Diallo, 1999) concernant un échantillon plus important de pays africains (27 au total).

En outre, l'étude de Kuate Defo et Diallo (1999) met également en avant un phénomène potentiellement déterminant dans l'évolution future des comportements reproducteurs, à savoir la stagnation et parfois même la recrudescence de la mortalité des enfants dans certains pays tels que le Kenya, le Cameroun, le Sénégal et le Maroc (Kuate Defo, 2000).

Selon ces deux auteurs, l'utilisation de la contraception, la survie de l'enfant précédent et l'espacement des naissances sont les principaux déterminants de la concentration des décès.

Par ailleurs, les résultats de l'étude de Kuate Defo (1998b), basée sur les données d'enquêtes EMF et EDS de cinq pays africains, ont montré que la mortalité infantile avait des effets importants sur les comportements reproducteurs, mais que ces derniers n'étaient pas constants selon les parités atteintes.

### 1.3.2 Le cas de la Tanzanie

Les travaux menés, conjointement ou séparément, par Kuate Defo et Diallo sont des études comparatives impliquant un grand nombre de pays africains. L'étude du cas tanzanien devrait nous permettre de fournir un éclairage plus approfondi sur la relation entre l'expérience de la mortalité et les comportements reproducteurs. Des données adéquates, notamment sur l'occurrence des problèmes de santé, un contexte démographique où la fécondité et la mortalité demeurent élevées ont fait que le choix

de la Tanzanie, comme pays référence pour une étude spécifique, s'est imposé de lui-même.

Ainsi, les données collectées dans le cadre des Enquêtes Démographiques et de Santé nous fournissent des informations sur l'histoire génésique des femmes et des hommes, à savoir la date de formation de l'union, le nombre d'enfants nés à la date de l'enquête ainsi que leur statut de survie, l'espacement entre les différentes naissances et les soins apportés durant les périodes prénatale et postnatale. L'examen de ces données peut révéler des comportements reproducteurs à risque influant sur les chances de survie des enfants. Outre les renseignements sur la fréquence des problèmes de santé des enfants, l'enquête menée en 1996 a recueilli des données sur la fratrie du répondant, notamment celles relatives à leur statut de survie. Ainsi pour chacun des répondants, nous disposons d'informations sur la fréquence des décès pour ses propres enfants ainsi que de celle pour ses frères et sœurs, de même que sur le moment où survient cet événement.

Par ailleurs, les données recueillies dans le cadre des questionnaires « ménage » et « disponibilité des services » nous permettront d'appréhender l'influence de l'environnement, tant familial que contextuel, sur la mortalité et la fécondité, de même que sur la relation qu'entretiennent ces deux événements démographiques.

### *1.3.2.1 Les objectifs généraux*

Les deux objectifs généraux de ce travail sont 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, qu'il soit familial ou communautaire. Les recherches qui se sont penchées jusqu'alors sur ce thème ont généralement mis en avant les caractéristiques individuelles de l'enfant ainsi que

celles de la mère dans l'étude de cette relation. Or, les risques de décéder, tout comme les comportements en matière de fécondité, sont reliés à un niveau plus global de la société. C'est en ce sens que Sastry (1997 : 248) dit que :

*"[...] all children living in the same community are exposed to the same infrastructure, climate, physical environment, and socio-economic and cultural setting; in addition, children are exposed to the same illnesses and diseases, which are transmitted within the community through normal pattern of contact. "*

Nous désirons donc vérifier si les caractéristiques familiales et communautaires ont un effet sur la dynamique de la relation entre la mortalité et la fécondité. Les particularités communautaires, issues, dans le contexte tanzanien, en partie de l'histoire politique (Ujamaa) peuvent avoir influencé cette relation. Nous supposons donc que ce type de caractéristiques peut modifier la relation entre la mortalité et la fécondité.

De plus, l'utilisation de taux de mortalité, infantile le plus souvent, calculé au niveau agrégé, a largement prévalu pour tester l'impact de la mortalité sur la fécondité. Cependant, Montgomery (1998) souligne lors d'une étude menée au Nigeria que les personnes, observant plus de funérailles qu'à l'accoutumée, assimilent ce fait à une recrudescence de la mortalité. D'autres études ont également mentionné que les personnes surestimaient les niveaux réels de mortalité (Grieser *et al.*, 2001 ; Mahy, 1999 (citée par Grieser *et al.*, 2001) ; Randall et Legrand, 2000). Les individus ont donc une perception des risques de mortalité qui est biaisée, généralement, à la hausse et qu'elle se fonde sur l'observation ainsi que l'expérience et non sur une connaissance des taux réels de mortalité. Dans cette perspective, nous avons pris en considération l'expérience de la mortalité des membres de la fratrie de la personne interrogée de même que celle des enfants éventuels, puisque ces personnes constituent le cercle familial immédiat. Cependant, nous avons bien conscience qu'elle ne représente qu'une part de l'expérience de la mortalité puisque celle se rapportant aux proches, oncles, tantes, cousins, etc., n'est pas observée lors des enquêtes EDS.

Par ailleurs, Matthiessen et McCann (1978) considèrent que, dans le cadre de la dynamique de la transition démographique, c'est l'expérience de la mortalité jusqu'au seuil de l'âge adulte, comme indicateur de l'exposition au risque de décéder, qui est déterminante dans l'adoption de nouveaux comportements reproducteurs. À l'inverse des autres études où, généralement, seule la mortalité infantile ou infanto-juvénile servait de base pour la construction de l'indicateur de mortalité, nous avons donc choisi d'élargir la période d'exposition au risque de décès au-delà de ces deux périodes, pour finalement considérer l'ensemble des décès se produisant entre 0 et 14 ans inclus.

Nous désirons donc vérifier si les comportements reproducteurs sont influencés de manière différentielle selon l'expérience de la mortalité des frères et sœurs de la personne interrogée.

#### *1.3.2.2 Les objectifs spécifiques*

Dans le premier article, la relation entre la mortalité et la fécondité est abordée sur l'angle de l'impact des comportements reproducteurs à risque sur les chances de survie des enfants durant la première année de vie. Les diverses études examinant ce lien cherchent, en général, à mettre en avant les effets d'épuisement maternel et de compétition entre les enfants, de même que l'importance des facteurs génétiques dans la mortalité précoce. Ici, nous faisons l'hypothèse que les deux intervalles encadrant la naissance de l'enfant référence peuvent influencer les risques de décéder entre 0 et 1 an, après avoir contrôlé pour les caractéristiques démographiques, socioculturelles et communautaires. Dans la mesure où, en Tanzanie, l'intervalle entre naissances est relativement long, 33 mois environ, nous supposons qu'un court intervalle précédent, c'est-à-dire inférieur à 24 mois, est un facteur aggravant le risque de décéder durant les tout premiers mois de la vie de l'enfant. Pour ce même enfant, la conception ultérieure rapide devrait être le facteur déterminant de sa survie au cours de la période

post-néonatale, puisqu'elle va marquer le début de son exposition à toutes sortes d'agents contaminateurs.

Par ailleurs, nous avons cherché à savoir si l'introduction de variables familiales et communautaires, relevant d'un niveau plus global de la réalité modifiait sensiblement l'impact des comportements reproducteurs sur les probabilités de décéder, comme par exemple l'impact de la mortalité familiale et communautaire.

La relation entre la mortalité et la fécondité peut également être envisagée sous l'angle de l'impact de la mortalité sur la fécondité et c'est ce à quoi nous nous attachons dans le second article. L'appréhension de l'effet d'assurance peut être envisagée par l'étude de l'impact de la mortalité sur les comportements favorisant une fécondité élevée, c'est-à-dire une plus grande précocité à entrer en union et à avoir une première naissance. En 1997, Legrand et Barbieri ont fait une étude qui suggère une association entre les taux de mortalité infanto-juvénile et les probabilités de contracter un premier mariage et d'avoir une première naissance. Comme nous l'avons mentionné précédemment, les individus semblent accorder plus de poids à l'expérience de la mortalité. Aussi, nous supposons que les personnes exposées au décès des membres de leur fratrie devraient entrer plus rapidement en union et avoir plus précocement un premier enfant. Ainsi, une personne expérimentant le décès d'un des membres de sa fratrie devrait, par exemple, contracter plus rapidement une union que celle n'ayant pas eu à faire face à un tel événement.

Par ailleurs, nous présumons que le risque de contracter une première union et de donner naissance pour la première fois variera en fonction de deux facteurs, à savoir l'âge de la personne lorsque survient le décès, s'il a lieu, et l'occurrence de cet événement. Nous supposons donc que l'expérience de la mortalité aura un impact différentiel si celle-ci se produit avant ou après le 5<sup>ème</sup> anniversaire de la personne pour qui nous examinons le risque de contracter une première union par exemple. En effet, selon les théories de la psychologie du développement de l'enfant, notamment



celle de Piaget, la période entre 2 et 6 ans est marquée par la prépondérance de l'égoïsme. Du point de vue de la pensée, « l'enfant est incapable de se décentrer, à se mettre à la place d'autrui et à coordonner le point de vue d'autrui avec le sien propre » (Tourrette et Guidetti, 2000 : 113). Cela signifie donc que l'enfant n'est capable d'accepter que son seul point de vue. De plus, l'égoïsme va également se manifester dans la façon dont l'enfant perçoit la réalité. Par exemple, l'enfant va attribuer à la réalité extérieure des caractéristiques subjectives. N'ayant pas conscience de sa subjectivité, « il confond l'imaginaire (subjectif) et le réel (objectif) » (Tourrette et Guidetti, 2000 : 113). Dans ces conditions, l'enfant ne semble pas apte à appréhender correctement le concept de mortalité et la réalité d'un décès. C'est seulement vers l'âge de 5-6 ans que Piaget a constaté un déclin de l'égoïsme, avec une accommodation plus grande à la réalité extérieure objective. Ainsi, nous supposons que le décès d'un des membres de la fratrie après le cinquième anniversaire de la répondante devrait avoir un impact différentiel sur sa rapidité à contracter une union et à avoir une première naissance comparativement à un décès survenant avant cinq ans. Bien qu'encore relativement jeune, nous supposons que cet événement marquera significativement l'enfant, non pas tant par les échanges ou non au sujet des morts, mais plutôt par les rites qui entourent le décès. Par exemple, chez les Meru du Kenya, ethnie également présente en Tanzanie, le décès d'un enfant ou de toute autre personne n'ayant pas satisfaite aux diverses étapes de la vie (devenir grand parent) est associé à des pratiques singulières. Le mourant ainsi que ses effets sont transportés en brousse afin qu'il ne décède pas chez lui. Ces personnes sont en effet considérées comme porteuses d'une contagion mortelle mettant en péril les proches et leur future descendance. À la suite du décès, et ce pendant trois mois environ, les deuilés sont isolés du reste de la population, ils ne peuvent sortir que la nuit, sont contraints à l'inaction et sont plongés dans un état de prostration (plus de soins, ni toilette, ni rasage). Cette période est assimilée à une période de décontamination (Peatrick, 1991). Par ailleurs, l'effet de l'expérience de la mortalité devrait être d'autant plus important si la personne cumule des décès jusqu'au seuil de l'âge adulte.

Si dans le deuxième article nous nous attachons à examiner le lien entre l'expérience individuelle de l'expérience de la mortalité sur la rapidité à contracter une union et à avoir un premier enfant, la construction d'une famille, cependant, s'inscrit généralement dans une dynamique où se confrontent deux expériences. Le troisième article de cette thèse porte donc sur l'étude de la relation entre l'expérience de la mortalité à l'intérieur du couple et le désir de fécondité ultérieure. Nous avons vérifié si l'hétérogénéité des caractéristiques et de l'expérience au sein du couple et, plus particulièrement en ce qui concerne l'exposition à la mortalité, a un impact différentiel sur le désir d'avoir une ou plusieurs naissances additionnelles. Pour cela nous avons utilisé des analyses logistiques multi-niveaux, basées sur les données de l'EDS Tanzanie de 1996.

## CHAPITRE 2

### L'EFFET DE LA FÉCONDITÉ SUR LA MORTALITÉ EN TANZANIE

Cet article est présentement soumis pour publication.

#### 2.1 INTRODUCTION

Les études cherchant à tester l'impact d'une fécondité élevée sur les chances de survie des enfants ont surtout mis en avant le rôle négatif d'un court intervalle entre naissances. Ainsi, les données recueillies lors des Enquêtes Mondiales de Fécondité (EMF), de même que celles des Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS), ont montré que le risque de mortalité était accru lorsque l'intervalle précédant la naissance de l'enfant indice était inférieur à 24 mois (Hobcraft, McDonald et Rutstein, 1983 et 1985 ; Børma et Bicego, 1991).

Cependant, cet intervalle précédent n'est pas la seule composante du comportement reproducteur à avoir un impact sur les probabilités de décéder des enfants. En effet, la survie d'un enfant peut également être associée à l'arrivée d'une grossesse ultérieure rapprochée, car dans certains contextes elle est synonyme d'un sevrage précoce, exposant précocement l'enfant à de nouvelles sources de contamination (Mabilia, 1996).

Par ailleurs, la relation entre la fécondité et la mortalité a largement été abordée sous l'angle individuel, les risques de décéder étant expliqués par le biais des caractéristiques des enfants et de celles relatives à la mère le plus souvent. Cependant, l'étude de l'impact de la fécondité sur la mortalité des enfants restreinte à la seule

analyse des variables individuelles ne semble pas satisfaisante dans la mesure où la mortalité est liée à un niveau plus global de la réalité (Masuy-Stroobant, 1987).

Les questions qui se posent alors sont de savoir si la prise en compte simultanée des deux intervalles encadrant la naissance de l'enfant référence peut éventuellement enrichir notre connaissance sur la relation entre la fécondité et la mortalité des enfants, et si l'introduction de caractéristiques familiales et communautaires modifie l'impact et la significativité de cette relation. Dans un contexte de réduction de la fécondité, cette variable demeure-t-elle toujours pertinente dans l'explication de la mortalité des très jeunes enfants ?

En utilisant des données rétrospectives sur l'histoire génésique des femmes ainsi que les informations sur les caractéristiques de la communauté où elles résidaient, nous nous proposons de voir dans quelle mesure les caractéristiques familiales et communautaires peuvent modifier l'impact de la fécondité sur le risque de décéder entre 0 et 15 mois.

## 2.2 DONNÉES ET MÉTHODE

### 2.2.1 Données

Cette étude est basée sur les Enquêtes Démographiques et de Santé menées en Tanzanie en 1991/92 et en 1996. Entre les deux enquêtes, l'indice synthétique de fécondité a enregistré un déclin de 6,9% passant de 6,25 enfants par femme à 5,82. Durant cette même période, la mortalité infantile a faiblement diminué passant de 91,6 pour mille naissances vivantes à 87,5. En dépit de cette très légère amélioration de la mortalité des nourrissons, la mortalité néonatale a enregistré une réduction de plus de 16% entre les deux enquêtes, et ces taux étaient respectivement de 37,9 et 31,7 pour mille (Ngallaba *et al.*, 1993 ; Bureau of Statistics et Macro International, 1997). Outre ces changements démographiques, la crise économique des années quatre-vingt a

conduit à l'adoption de politiques d'ajustement structurel (1986 et 1989) et à la libéralisation de l'économie tanzanienne en 1991/1992 (Narayan, 1997 ; Bagachwa, 1999). Ces mesures se sont soldées par des effets sociaux négatifs à savoir un recul du taux de scolarisation, une dégradation des services publics et des conditions de vie liées à l'urbanisation, ainsi qu'à l'appauvrissement partiel de la population (Chamungwana, 1999 ; Bagachwa, 1999).

Ces enquêtes contiennent des données pertinentes sur l'histoire génésique des femmes ainsi que sur la disponibilité des services sanitaires offerts dans la communauté de résidence. L'information sur les services communautaires<sup>8</sup> n'ayant été recueillie que dans le cadre de l'enquête de 1991/92, nous avons donc supposé, lors de nos analyses statistiques, que l'offre de ces derniers était identique au moment de la seconde enquête. Par ailleurs, ces enquêtes fournissent des informations socioculturelles telles que le type de famille. Un nombre total respectif de 9238 et 8120 femmes âgées de 15 à 49 ans ont été interrogées sur la survie de leurs enfants ainsi que sur les variables qui leur sont reliées. Ces femmes avaient donné naissance à 29143 enfants jusqu'au moment de l'enquête de 1991/92 et à 24890 enfants jusqu'au moment de l'enquête de 1996.

Les données recueillies dans le module des soins de santé, sur les naissances des cinq dernières années avant l'enquête<sup>9</sup>, nous ont servi de critère de sélection pour la constitution de notre échantillon final. Cette information nous permet de faire le lien entre l'utilisation des soins de santé durant la grossesse et la mortalité dans la petite enfance. De plus, l'utilisation d'une période d'observation récente favorise un meilleur lien temporel entre les données sur les caractéristiques de la mère, du ménage ainsi que de la communauté et l'exposition au risque de décéder pour les enfants (Macro International, 1993). Dans cette perspective, les naissances des femmes en visite dans le ménage enquêté ont été exclues de l'analyse parce que nous

---

<sup>8</sup> Dans le texte, le terme communautaire ou communauté fait référence à la grappe et aux services qui lui sont rattachés.

<sup>9</sup> Dans le cadre des EDS III, dont fait partie l'enquête de 1996, cette limite a été ramenée à trois ans.

ne pouvions pas introduire de contrôle pour les variables relevant de la communauté. L'échantillon final est constitué de 7802 naissances pour l'enquête de 1991/92 et de 4120 naissances pour celle de 1996. Le nombre de décès relatif à ces naissances était respectivement de 793 et 363 et la mortalité infantile représentait respectivement 76,67% et 82,92% de l'ensemble des décès se produisant durant l'enfance.

Le type d'enquête sur lequel est fondée notre étude est source de problèmes potentiels. En effet, les données rétrospectives, faisant appel à la mémoire, ne sont pas exemptes de mauvaises déclarations de dates de naissance et de décès ou bien d'omissions.

La complétude de la déclaration des dates est généralement bonne dans les deux EDS puisque pour celle de 1991/92, le mois et l'année de naissance étaient déclarés pour 93% des naissances depuis le début de l'année 1986 et, pour la seconde enquête, ce taux était de 96% pour les naissances qui s'étaient produites depuis le début de l'année 1993. Par ailleurs, les naissances pour lesquelles aucune information n'était disponible sur la complétude de l'événement représentaient moins de 1% du total des naissances (Ngallaba *et al.*, 1993 ; Bureau of Statistics et Macro International, 1997). En outre, la déclaration des dates de naissance pour les enfants décédés est moins bonne que pour celle des enfants survivants. Cependant, l'omission de l'information sur la date de naissance ne représente pas un problème significatif pour l'estimation de la mortalité dans l'enfance (Curtis, 1995). Si le niveau de complétude est satisfaisant, cela ne signifie pas pour autant que les données sur les dates de naissance soient exactes.

En effet, les ratios annuels de naissances<sup>10</sup> calculés lors des deux enquêtes indiquent un déplacement des naissances. Ils sont en outre plus importants pour les enfants décédés que pour ceux survivants (Ngallaba *et al.*, 1993 ; Bureau of Statistics et Macro International, 1997).

---

<sup>10</sup>  $[2B_x / (B_{x-1} + B_{x+1})] * 100$  où  $B_x$  est le nombre de naissances pour l'année  $x$ .

L'examen de la répartition des décès des nourrissons au cours du premier mois d'existence, pour les deux enquêtes, ne permet pas de conclure à un sous-enregistrement de la mortalité périnatale. En effet, la part de ces décès dans la mortalité néonatale varie peu dans le temps (entre 59 et 67%).

Par ailleurs, l'attraction de l'âge au décès autour d'une certaine valeur est également une source de biais pour l'estimation des risques de décéder. Les rapports sur la qualité des données des enquêtes tanzaniennes ont montré qu'il existait un phénomène d'attraction pour les déclarations du décès à 12 mois et qu'il augmentait au fur et à mesure que l'on s'éloignait de la date de l'enquête. Cependant, ce phénomène ne nécessite aucun ajustement pour la sous-estimation des décès avant l'âge d'un an (Bureau of Statistics et Macro International, 1997).

La qualité des données des enquêtes EDS paraît être bonne bien qu'il y ait un déplacement et de possibles omissions de décès récents. Ceci pourrait avoir un effet sur l'analyse si ces événements sont plus fréquents dans certains groupes de la population (Mturi et Curtis, 1995). Aussi, afin de réduire les éventuels problèmes liés à l'attraction au décès à un an, la période d'exposition au risque de décéder a été allongée jusqu'à l'âge de 15 mois.

### 2.2.2 Méthode

Pour étudier l'impact d'un court intervalle entre naissances sur le risque de décéder, nous avons utilisé des régressions logistiques puisque la variable dépendante est une variable dichotomique.

Afin de tester l'impact de la fécondité sur la mortalité des nourrissons, nous avons utilisé cinq modèles. Dans le premier, nous cherchons à savoir s'il existe un effet brut d'un court intervalle entre naissances sur la mortalité. A ce modèle nous avons introduit successivement des variables de contrôle afin de déterminer si la

fécondité a un impact net sur la mortalité des enfants. Ainsi, le second modèle correspond au premier, auquel nous avons ajouté les caractéristiques acquises à la naissance puisque, par exemple, la gémellité et un petit poids à la naissance peuvent être associés à la prématurité et donc, agir sur une réduction de l'intervalle entre naissances. Dans le modèle 3, nous avons introduit, en plus du second modèle les variables relatives à la mère de l'enfant. Certaines de ces caractéristiques, comme l'allaitement, agissent conjointement sur la durée de l'intervalle entre naissances et la survie des enfants. Dans le modèle 4, nous avons ajouté au modèle précédent un contrôle pour le statut socio-économique du ménage, de même que la mortalité à l'intérieur de la fratrie. Ce dernier facteur peut agir directement sur l'intervalle entre naissances mais, il peut également traduire un désavantage familial en matière de mortalité qui pourrait avoir des répercussions sur les chances de survie. Enfin, le dernier modèle est constitué du quatrième, auquel nous avons rattaché des variables sur l'offre communautaire de services médicaux, la mortalité dans la communauté ainsi que son niveau de richesse qui peuvent influencer les risques de mortalité.

### 2.2.3 Variables

#### 2.2.3.1 *Variable dépendante*

Dans cette étude, nous nous intéressons aux probabilités de décéder entre 0 et 15 mois pour les périodes de 0 à 59 mois précédant l'enquête de 1991/92 et de 0 à 35 mois avant celle de 1996. Nous avons distingué quatre périodes d'exposition au risque de décéder à savoir, la mortalité entre 0 et 30 jours, celle entre 1 et 4 mois, celle entre 5 et 9 mois et enfin celle entre 10 et 14 mois inclus. L'événement, c'est-à-dire le décès, a été défini par une variable dichotomique qui prend la valeur 1 lorsque l'enfant subit l'événement, et la valeur 0 lorsqu'il survit à la période d'observation.



### 2.2.3.2 Variables clés

En utilisant les données sur l'histoire génésique des EDS de la Tanzanie, l'intervalle précédent a été calculé comme étant la différence en mois entre la date de naissance en CMC<sup>11</sup> de l'enfant de référence d'une fratrie et la date de naissance en CMC de l'enfant qui le précède. La variable est dichotomique, prenant la valeur 1 lorsque l'intervalle entre naissances est inférieur à 24 mois, et la valeur 0 autrement. Afin de prendre en compte les premières naissances dans l'analyse, celles-ci ont été imputées aux naissances appartenant à la deuxième catégorie puisque aucun intervalle précédent ne peut leur être affecté.

L'intervalle entre la naissance et la conception suivante a été défini comme la durée écoulée entre la naissance de l'enfant indice et la conception de la naissance suivante. Dans le cas de deux naissances suivantes, cet intervalle a été calculé comme étant la différence entre la date de naissance en CMC du deuxième enfant et celle du premier enfant auquel nous avons retranché neuf mois, durée moyenne de la grossesse. Pour les femmes enceintes au moment de l'enquête, cet indicateur a été défini comme la différence entre la date en CMC de l'entrevue et la date de naissance en CMC de la dernière naissance vivante à laquelle nous avons retranché la durée moyenne de la grossesse courante. Nous avons dû procéder à des imputations pour 28 naissances en utilisant les données relatives à la durée de l'abstinence post-partum et à la durée de l'aménorrhée post-partum. Sur ces 28 naissances, sept ont été exclues de l'analyse parce que ces données étaient incohérentes. La durée écoulée entre la naissance de l'enfant référence et la conception suivante a été définie par une variable dichotomique qui prend la valeur 1 au temps  $t$ , si la conception ultérieure survient au temps  $t-1$ , et la valeur 0 autrement. Nous considérons donc qu'une conception ultérieure rapprochée augmente la probabilité de décéder de l'enfant précédent.

---

<sup>11</sup> CMC (century month code) est le nombre de mois écoulés depuis 1900.

### 2.2.3.3 Variables de contrôle

Les caractéristiques acquises à la naissance prises en compte dans notre étude sont le sexe, la gémellité, la taille à la naissance, le rang de naissance et l'âge de la mère à la naissance. Ces variables ont été identifiées par la littérature comme des facteurs aggravant les risques de décéder ou résultant d'un court intervalle entre naissances. Ainsi, en l'absence de préférence en matière de sexe de l'enfant et d'autres normes discriminantes, les garçons ont un risque de décéder plus élevé que les filles. La gémellité est, par ailleurs, associée à des probabilités de décéder plus élevées à cause de la prématurité, des complications durant l'accouchement, des facteurs culturels et du faible poids à la naissance comparativement aux singletons (Pison, 1989 ; Guo et Grummer-Strawn, 1993). Les recherches ont, en outre, montré que cette dernière variable était corrélée à un risque accru de mortalité des enfants (Cramer, 1984 ; Eberstein et Parker, 1984 ; Rogers, 1989). Dans la mesure où la majorité des enfants viennent au monde à la maison et qu'aucune mesure relative au poids à la naissance n'est recueillie, nous avons choisi d'utiliser la taille de l'enfant reportée par la mère comme variable proxy du poids. En plus de la gémellité, ce facteur est également influencé par l'âge de la mère à la naissance, notamment à cause de l'immaturation physiologique et maternelle chez les femmes de moins de 20 ans (Legrand et Mbacké, 1993). Un âge élevé à la naissance et un rang de naissance élevé sont également des facteurs discriminants de mortalité à cause du syndrome d'épuisement maternel. En effet, de multiples grossesses, avec de courts intervalles entre naissances, conduisent à un affaiblissement de la mère dû à un temps de récupération, physique et nutritionnel, trop court. Ce phénomène a un impact sur le poids à la naissance, qui sera plus faible que la moyenne, et par conséquent réduira les chances de survie de l'enfant (Hobcraft, McDonald et Rutstein, 1983).

Ensuite, les facteurs relatifs aux comportements de la mère, notamment en matière de soins apportés aux enfants, peuvent également influencer la relation entre la fécondité et la mortalité. L'allaitement maternel, tout en améliorant les chances de

survie des enfants grâce aux anticorps contenus dans le lait, permet, à condition que son intensité soit élevée, à la femme de se prémunir contre une grossesse subséquente trop rapprochée et contribuera ainsi à renforcer son effet protecteur vis-à-vis de la survie de l'enfant. Si une conception survient rapidement après une naissance vivante, alors le risque de décéder est accru parce qu'elle réduit la durée de l'allaitement (Kuate Defo et Palloni, 1995). Dans notre étude, l'impact de l'allaitement sur la mortalité a été introduit par une variable discrète faisant référence à la durée en mois de celui-ci. En outre, la littérature suggère que les soins prénataux influencent les chances de survie des nourrissons, notamment dans le cas des grossesses à risque : naissances gémellaires, grossesse précoce ou tardive (Mati, 1994). Le début des soins prénataux, à l'intérieur du premier trimestre de la grossesse, a été identifié comme un facteur important de baisse du risque de décéder, notamment dans le cadre de la mortalité périnatale (Cramer, 1984 ; Nguyen et Chongsuvivatwong, 1997). Par ailleurs, dans les pays en développement le tétanos néonatal est une des principales causes de mortalité des nourrissons. Cette mortalité peut être facilement réduite grâce à la vaccination des femmes en âge de procréer (Leroy et Garenne, 1989). Les comportements migratoires, notamment vers le milieu urbain, provoquent des changements dans les attitudes, les motivations, les conditions de vie et les possibilités d'emploi (Brockerhoff et Yang, 1990). La migration, favorisant l'adoption de nouveaux comportements en matière de fécondité (famille plus restreinte) et l'accessibilité aux services de santé moderne, améliore les chances de survie des enfants comparativement au milieu rural (Fournier et Haddad, 1995). En favorisant l'exposition aux rapports sexuels, et par conséquent au risque de concevoir, le fait d'être en union influence la fécondité (Davis et Blake, 1956). L'éducation, particulièrement celle des femmes, en retardant l'âge d'entrée en union permet de réduire la fécondité. De plus, elle est associée à des comportements plus modernes ainsi qu'à un accroissement de l'utilisation des soins de santé modernes (Fournier et Haddad, 1995).

Certaines caractéristiques familiales, comme le statut de survie de l'enfant précédent la conception de l'enfant de référence, le type de famille et le niveau de richesse du ménage<sup>12</sup>, peuvent intervenir dans la relation entre la fécondité et la mortalité. Le statut de survie de l'enfant précédant la conception de l'enfant indice a été introduit dans notre étude, dans la mesure où le décès prématuré de cet enfant écourte la période d'allaitement et favorise l'exposition au risque de concevoir. Cette variable a par conséquent un impact sur la durée de l'intervalle précédent. En outre, ce décès précoce peut résulter de problèmes génétiques et de récentes études ont montré que ce décès était associé à une augmentation du risque de décéder de l'enfant suivant (Das Gupta, 1990 ; Sastry, 1997 ; Manda, 1998). Le type de ménage, notamment la famille élargie, est associé par Aaby (1989) à une plus grande promiscuité, favorisant l'intensité d'exposition aux maladies contagieuses telles que la rougeole, et ceci peut à terme accroître le risque de décéder des enfants issus d'un tel milieu. Le niveau de richesse du ménage reflète ses conditions de vie et celui-ci peut en outre être lié à la structure familiale, c'est-à-dire que plus la famille est élargie, plus le statut économique sera élevé (Gage, Sommerfelt et Piani, 1997).

L'offre de services médicaux, le niveau de mortalité dans la communauté ainsi que son niveau de richesse<sup>13</sup> peuvent influencer la relation entre la fécondité et la mortalité. Parce que les services médicaux ont pour objectif l'amélioration de la santé de la mère et de l'enfant, en favorisant entre autres choses l'espacement des naissances, leur proximité géographique peut avoir un impact sur la relation entre la fécondité et la mortalité infantile. Parallèlement à la médecine moderne, les individus font également appel à la médecine traditionnelle. En contrôlant pour ce facteur, nous

<sup>12</sup> La méthode utilisée pour construire cette variable s'inspire de celle développée par Legrand et Barbieri (1997). Les caractéristiques du ménage ayant servi à l'élaboration de la variable sont : le type de sol et de toilettes, l'alimentation en eau et en électricité ainsi que la possession de biens de consommation (vélo, radio, télévision, etc.). Lorsque l'information sur une des composantes de cet indice était manquante, nous lui avons imputé la valeur 0. Afin de nous assurer qu'aucun biais n'était introduit par une telle technique, nous avons estimé les probabilités de décéder entre 0 et 15 mois, d'abord avec la variable précédemment mentionnée et ensuite avec la même variable en omettant les valeurs manquantes. A l'issue de cet exercice, les coefficients estimés sont peu différents et les niveaux de significativité sont demeurés constants. Nous avons également fait les mêmes analyses en utilisant la méthode des composantes principales pour attribuer une pondération à chacun des facteurs précédemment cités et, les résultats obtenus sont relativement semblables à la méthode décrite précédemment et ne changent pas la relation entre l'espacement des naissances et le risque de décéder.

<sup>13</sup> Cette variable a été créée sur le même principe que la variable de richesse du ménage et les caractéristiques qui la composent sont le principal type de voie d'accès à la communauté, l'alimentation en eau et en électricité, le traitement des déchets et le type de toilette.

avons cherché à savoir si les pratiques traditionnelles étaient associées à un accroissement du risque de décéder du nourrisson. Enfin, parce que la mortalité d'un jeune enfant peut également être influencée par la morbidité et la mortalité des autres enfants résidant dans la même communauté, mais aussi par les conditions socio-économiques que tous partagent, nous avons introduit un contrôle pour ces deux caractéristiques.

Le tableau V présente la répartition des naissances et des décès entre 0 et 15 mois selon les caractéristiques individuelles, du ménage et de la communauté pour les deux enquêtes.

## 2.3 RÉSULTATS

### 2.3.1 Mortalité néonatale

Le tableau VI montre l'effet de l'intervalle précédent sur la mortalité entre 0 et 30 jours pour les EDS tanzaniennes de 1991/1992 et 1996. Pour l'enquête de 1991/92, le modèle 1 montre qu'un intervalle entre naissances inférieur à 24 mois est associé positivement à la mortalité néonatale et que ce risque est accru de 70%. En outre, cet effet demeure significatif après avoir introduit le contrôle pour les caractéristiques individuelles, tant celles de l'enfant que celles relatives à la mère (modèles 2 et 3). Les probabilités de décéder sont alors multipliées respectivement par 2 et 1,7. Après avoir introduit un contrôle pour les caractéristiques familiales et communautaires, l'effet d'un court intervalle sur la mortalité néonatale est non significatif (modèles 4 et 5). Pour l'EDS de 1996, le modèle 1 suggère qu'un court intervalle entre naissances n'a pas d'effet brut significatif sur la mortalité néonatale. Lors de l'ajout successif des caractéristiques de l'enfant, de la mère, du ménage et de la communauté, cette situation demeure inchangée.

**Tableau V - Distribution (%) des naissances et des décès selon diverses caractéristiques, Tanzanie, 1987-92 et 1993-96**

Variables	Naissances		Décès	
	1991/92	1996	1991/92	1996
<b>Durée de l'intervalle précédent</b>				
< 24	13,69	11,67	20,72	16,06
≥ 24*	86,31	88,33	79,28	83,94
<b>Conception suivante avant le 10<sup>ème</sup> mois de l'enfant de référence</b>				
Oui	4,40	4,00	23,25	24,55
Non	95,60	96,00	76,75	75,45
<b>Sexe</b>				
Masculin*	49,95	51,29	53,20	55,76
Féminin	50,05	48,71	46,80	44,24
<b>Naissance multiple</b>				
Oui	3,50	3,45	9,09	10,61
Non*	96,50	96,55	90,91	89,39
<b>Taille de l'enfant à la naissance</b>				
Plus petit que la moyenne	9,16	11,46	19,37	20,30
Moyen ou plus*	89,81	87,11	76,75	74,55
<b>Rang de naissance</b>				
1	21,85	22,26	26,53	23,33
2-3*	31,52	32,60	28,91	33,94
4-5	20,56	21,70	17,88	18,79
6 et plus	26,07	23,45	26,68	23,94
<b>Âge de la mère à la naissance de l'enfant référence</b>				
< 20	18,88	16,92	23,55	20,30
20-34*	66,16	69,10	62,44	64,24
35-49	14,96	13,98	14,01	15,45
<b>Initiation de l'allaitement</b>				
Oui	96,65	95,90	79,43	78,48
Non*	1,86	2,52	15,35	16,06
<b>Début de la première visite prénatale</b>				
1 <sup>er</sup> trimestre	11,56	11,17	12,67	12,12
Autre*	84,11	86,07	78,24	80,00
<b>Vaccination antitétanique</b>				
Oui*	89,02	92,28	81,37	84,24
Non	9,51	6,65	14,31	10,30
<b>A déjà utilisé une méthode contraceptive</b>				
Non*	74,81	61,99	66,67	67,66
Oui	25,19	38,01	33,33	32,34
<b>Migration de la femme</b>				
Migration du milieu rural vers le milieu urbain	7,18	4,47	8,20	3,03
Autre migration	42,69	19,32	43,96	18,79
Native et résidente milieu urbain*	10,46	13,06	12,22	11,21
Native et résidente milieu rural	39,34	62,55	35,17	66,97
<b>En union au moment de l'enquête</b>				
Oui	84,91	85,51	84,05	83,03
Non*	15,09	14,49	15,95	16,97
<b>Éducation de la mère</b>				
Aucune*	37,49	28,50	38,30	35,15
Primaire ou +	62,51	71,50	61,70	64,85
<b>Statut de survie de l'enfant précédent</b>				
Vivant*	93,13	92,99	88,67	86,67
Décédé	6,87	7,01	11,33	13,33
<b>Type de famille</b>				
Nucléaire*	42,37	50,00	38,90	45,76
Étendue	57,63	50,00	61,10	54,24
<b>Niveau médian de la richesse du ménage **</b>	0,72	0,87	0,70	0,79
<b>Distance du dispensaire</b>				
≤ 10 kms	84,08	84,39	84,35	83,03
> 10 kms*	14,48	13,79	14,46	14,85
<b>Présence d'un guérisseur traditionnel</b>				
Oui	78,71	76,48	78,69	80,00
Non*	20,83	23,01	20,86	19,39
<b>Niveau médian de la richesse communautaire **</b>	1,68	1,48	1,49	1,48
<b>Niveau médian de la mortalité communautaire</b>	6,53	5,80	8,32	7,09
<b>Total</b>	7802	4120	671	330

Notes : \* catégories de référence dans les analyses multivariées  
 \*\* indicateur continu variant de 0 à 5 où 0 constitue le plus bas niveau de richesse et 5 le plus élevé.

En outre, la gémellité, la petite taille à la naissance, l'allaitement et la vaccination maternelle contre le tétanos sont des variables particulièrement discriminantes pour la survie de l'enfant entre 0 et 30 jours. Alors que les deux

Tableau VI - Rapport de cote et écarts type (entre parenthèses) du risque de mortalité néonatale, Tanzanie, EDS 1991/92 et 1996

Variables	1991/1992					1996				
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
<i>Intervalle précédent</i>	1,743** (0,356)	2,144*** (0,493)	1,643** (0,392)	1,416 (0,340)	1,487 (0,378)	1,342 (0,358)	1,157 (0,452)	1,157 (0,452)	1,073 (0,436)	1,054 (0,438)
Sexe		0,624** (0,108)	0,640** (0,116)	0,648** (0,116)	0,671** (0,131)	0,887 (0,206)	0,887 (0,206)	0,887 (0,206)	0,904 (0,211)	0,881 (0,208)
Naissance multiple		4,689*** (1,439)	4,214*** (1,272)	4,304*** (1,279)	4,390*** (1,319)	4,130*** (1,278)	4,130*** (1,278)	4,130*** (1,278)	4,118*** (1,278)	3,497** (1,511)
Taille à la naissance		4,024*** (0,691)	3,862*** (1,013)	3,833*** (1,013)	3,874*** (1,026)	1,859** (0,510)	1,859** (0,510)	1,859** (0,510)	1,889** (0,518)	1,977** (0,547)
Rang :										
1		2,284*** (0,611)	1,826** (0,512)	2,085** (0,596)	2,091** (0,607)	1,250 (0,431)	1,250 (0,431)	1,250 (0,431)	1,261 (0,436)	1,235 (0,424)
4-5		0,743 (0,135)	0,448** (0,119)	0,450** (0,118)	0,451** (0,129)	0,672 (0,284)	0,672 (0,284)	0,672 (0,284)	0,732 (0,306)	0,751 (0,312)
6 et plus		0,853 (0,214)	0,953 (0,311)	0,998 (0,323)	0,961 (0,288)	1,323 (0,486)	1,323 (0,486)	1,323 (0,486)	1,406 (0,527)	1,473 (0,550)
Âge de la mère à la naissance :										
Moins de 20 ans		0,844 (0,204)	1,030 (0,295)	0,998 (0,283)	0,997 (0,293)	1,144 (0,370)	1,144 (0,370)	1,144 (0,370)	1,121 (0,362)	1,140 (0,372)
35 ans et plus		1,325 (0,399)	1,329 (0,563)	1,274 (0,539)	1,418 (0,560)	1,440 (0,575)	1,440 (0,575)	1,440 (0,575)	1,227 (0,515)	1,068 (0,459)
Initiation de l'allaitement			0,010*** (0,003)	0,009*** (0,002)	0,009*** (0,003)			0,029*** (0,008)	0,029*** (0,008)	0,029*** (0,008)
Début des visites prénatales		0,994 (0,275)	0,994 (0,275)	0,986 (0,264)	0,999 (0,266)	1,047 (0,376)	1,047 (0,376)	1,047 (0,376)	1,069 (0,388)	0,976 (0,368)
Vaccination antitétanique		0,560** (0,162)	0,560** (0,156)	0,545** (0,156)	0,554** (0,160)	0,421** (0,146)	0,421** (0,146)	0,421** (0,146)	0,432** (0,153)	0,428** (0,152)
Utilisation de la contraception		0,534** (0,126)	0,609** (0,143)	0,609** (0,143)	0,580** (0,145)	0,825 (0,219)	0,825 (0,219)	0,825 (0,219)	0,810 (0,214)	0,810 (0,215)
Migration de la mère :										
Migration rural-urbain		1,034 (0,332)	1,082 (0,337)	1,181 (0,322)	1,181 (0,322)	1,027 (0,670)	1,027 (0,670)	1,027 (0,670)	0,996 (0,626)	1,234 (0,821)
Autre migration		0,754 (0,203)	0,628** (0,168)	0,675 (0,203)	0,675 (0,203)	1,567 (0,638)	1,567 (0,638)	1,567 (0,638)	1,872 (0,892)	2,215 (1,131)
Natif milieu rural		0,618** (0,177)	0,509** (0,150)	0,509** (0,150)	0,536** (0,164)	1,824 (0,548)	1,824 (0,548)	1,824 (0,548)	1,824 (0,548)	2,066 (1,075)
Femme en union à l'enquête		0,923 (0,269)	0,904 (0,263)	0,848 (0,234)	0,848 (0,234)	1,061 (0,274)	1,061 (0,274)	1,061 (0,274)	1,293 (0,364)	1,533 (0,452)
Éducation de la mère		1,281 (0,295)	1,330 (0,295)	1,400 (0,313)	1,400 (0,313)	1,091 (0,314)	1,091 (0,314)	1,091 (0,314)	1,042 (0,295)	1,002 (0,295)
Enfant précédent décède avant 1 an		1,999** (0,818)	1,914* (0,711)	1,999** (0,818)	1,914* (0,711)	1,472 (0,563)	1,472 (0,563)	1,472 (0,563)	1,472 (0,563)	1,265 (0,497)
Type de ménage		0,776 (0,167)	0,776 (0,167)	0,739 (0,147)	0,739 (0,147)	1,547 (0,421)	1,547 (0,421)	1,547 (0,421)	1,547 (0,421)	1,540 (0,413)
Richesse du ménage		0,772** (0,101)	0,772** (0,101)	0,772** (0,101)	0,772** (0,101)	1,220 (0,198)	1,220 (0,198)	1,220 (0,198)	1,220 (0,198)	1,221 (0,197)
Distance du dispensaire				0,963 (0,291)	0,963 (0,291)					1,279 (0,503)
Présence du guérisseur traditionnel				1,390 (0,308)	1,390 (0,308)					0,948 (0,266)
Niveau de richesse de la communauté				0,875 (0,116)	0,875 (0,116)					1,126 (0,159)
Niveau de mortalité de la communauté				1,014 (0,013)	1,014 (0,013)					1,031*** (0,008)

Notes : Pour tous les tableaux : \*p&lt;0,1 ; \*\*p&lt;0,05 ; \*\*\*p&lt;0,001

premières variables sont reliées à un risque accru de mortalité, les deux suivantes sont associées à une réduction de celui-ci. En 1996, la gémellité et la petite taille à la naissance multipliaient respectivement le risque de mortalité néonatale par 4,4 et 2 alors que, l'initiation de l'allaitement et la vaccination maternelle étaient associées à une réduction du risque de décéder respectivement de 97% et 57%. En outre, quels que soient l'enquête et les modèles considérés, l'effet associé à ces quatre caractéristiques demeure significatif et varie peu. Par exemple, dans le modèle 1 la gémellité était associée à une multiplication du risque de mortalité néonatale par 4,7 et, après avoir contrôlé pour l'ensemble des caractéristiques individuelles, du ménage et de la communauté, le risque était alors 4,4 fois plus élevé pour les jumeaux que pour les singletons. Bien que l'ampleur de l'impact de la gémellité et de la taille à la naissance se soit réduit entre les deux EDS, ces facteurs restent les plus critiques pour la période néonatale. En effet, ces caractéristiques sont respectivement associées à une multiplication du risque par 4,4 et 3,9 en 1991/92 contre 3,5 et 2 en 1996. L'initiation de l'allaitement et la vaccination antitétanique de la mère semblent fournir la protection la plus importante au cours de cette période d'exposition. En 1996, l'allaitement est lié à une réduction de 97% du risque de décéder et de 57% dans le cas de la vaccination maternelle.

Les variables relatives au ménage et à la communauté, à l'exception du décès de l'enfant précédent, en 1991, et le niveau de mortalité communautaire pour l'enquête de 1996, ne sont pas significativement associées au risque de mortalité néonatale (modèle 5). En 1996, le fait de naître dans une communauté où le niveau de mortalité infantile croît augmente les risques de décéder du nourrisson de 3%.

### 2.3.2 Mortalité entre 1 et 4 mois

Le tableau VII montre qu'un court intervalle entre naissances n'a pas d'effet significatif sur le risque de décéder entre 1 et 4 mois (modèle 5). La mortalité entre 1 et 4 mois est principalement liée aux caractéristiques individuelles, tant au niveau de



l'enfant que de la mère, et ce quelle que soit l'enquête considérée. Hormis la durée de l'allaitement, le précocité des visites prénatales et du niveau de richesse du ménage, les autres variables liées significativement à la mortalité diffèrent entre les deux enquêtes. En 1991/92, le risque de décéder est très fortement accru dans le cas d'une naissance gémellaire et lorsque l'enfant précédant l'enfant de référence décède durant sa première année de vie. En 1996, la précocité des visites prénatales est reliée à une hausse du risque de décéder.

### 2.3.3 Mortalité entre 5 et 9 mois

Le tableau VIII montre l'effet d'un court intervalle précédent et d'une conception ultérieure entre 1 et 4 mois après la naissance de l'enfant de référence sur son risque de décéder entre 5 et 9 mois. Les divers modèles, pour l'enquête de 1991/92, suggèrent qu'une conception rapide après la naissance de l'enfant de référence est significativement reliée à la mortalité entre 5 et 9 mois. En effet, le risque de décéder est alors multiplié par 4,5 (modèle 5). S'il existe un effet brut de la conception ultérieure rapide sur le risque de décéder, pour l'enquête de 1996, cette relation n'est cependant plus significative lorsque l'on introduit successivement le contrôle pour le comportement maternel, les caractéristiques du ménage et celles de la communauté de résidence (modèles 3, 4 et 5).

Les caractéristiques individuelles telles qu'une naissance multiple, le rang de naissance et la durée de l'allaitement ont un effet sur les chances de survie qui perdurent entre les deux enquêtes. Alors que la première est associée à une multiplication par 3 du risque de décéder, les deux autres variables influent négativement sur celui-ci. La réduction du risque était respectivement de 60% et de plus ou moins 30%. Par ailleurs, l'impact du niveau de mortalité communautaire sur la réduction des chances de survie de l'enfant entre 5 et 9 mois demeure significatif, quelle que soit l'enquête.





En 1991, l'accroissement au niveau communautaire de la mortalité était relié à une augmentation de 5% du risque de décéder alors qu'en 1996 il n'était plus que de 3%.

#### 2.3.4 Mortalité entre 10 et 15 mois

Le tableau IX présente l'effet d'un court intervalle précédent et d'une conception ultérieure avant le dixième mois de l'enfant de référence sur son risque de décéder entre 10 et 15 mois.

Une conception avant le dixième mois de l'enfant de référence accroît significativement le risque de décéder entre 10 et 15 mois et ce quels que soient les modèles et l'enquête considérés. Par ailleurs, l'ampleur de cet effet augmente dans le temps, multipliant respectivement par 3 et 4,7 le risque de décéder en 1991 et 1996. En outre, lors de l'ajout successif des variables maternelles et communautaires, un intervalle précédent inférieur à 24 mois devient significativement associé à un risque accru de décéder entre 10 et 15 mois en 1991/92, de l'ordre de 81%.

Si l'allaitement demeure un facteur améliorant les chances de survie des enfants, les visites prénatales, le type de famille et la mortalité communautaire sont des variables discriminantes pour la survie entre 10 et 15 mois. L'ampleur de l'effet positif associé aux soins durant la grossesse sur la survie des enfants progresse entre les deux enquêtes et demeure significatif, en 1996, après avoir contrôlé pour l'ensembles des caractéristiques (2,4). Par contre, une famille élargie et un niveau de mortalité communautaire s'accroissant étaient reliés à une réduction de la survie des enfants. En effet, le risque de décéder entre 10 et 15 moins était respectivement multiplié par 2 et par 1,02.

## 2.4 DISCUSSION

Les résultats obtenus semblent montrer que la relation entre la fécondité et la

Tableau IX - Rapports de cote et écarts type (entre parenthèses) du risque de décéder entre 10 et 15 mois, Tanzanie, EDS 1991/92 et 1996

	1991/1992					1996				
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
<i>Intervalle précédent</i>	1,442 (0,428)	1,626 (0,493)	1,814* (0,582)	1,723 (0,598)	1,812* (0,659)	1,297 (0,530)	0,835 (0,423)	0,674 (0,372)	0,635 (0,339)	0,579 (0,312)
<i>Conception suivante</i>	5,723*** (2,081)	5,964*** (2,267)	2,681** (1,155)	2,789** (1,192)	2,951** (1,118)	5,859*** (2,142)	5,451** (2,018)	4,217** (2,862)	4,467** (2,961)	4,628** (3,012)
Sexe		0,427*** (0,107)	0,390*** (0,108)	0,393*** (0,109)	0,393*** (0,108)		1,178 (0,414)	1,397 (0,536)	1,385 (0,519)	1,426 (0,551)
Naissance multiple		1,942 (1,110)	3,306** (1,886)	3,473** (1,921)	3,836** (1,765)		2,672 (1,949)	1,138 (1,084)	1,301 (1,261)	1,240 (1,226)
Taille à la naissance		1,007 (0,277)	1,167 (0,368)	1,110 (0,364)	1,062 (0,402)		1,531 (0,795)	0,895 (0,657)	0,892 (0,645)	0,994 (0,704)
Rang :										
1		1,132 (0,409)	1,293 (0,475)	1,390 (0,512)	1,454 (0,578)		0,539 (0,362)	0,489 (0,318)	0,477 (0,319)	0,387 (0,265)
4-5		1,262 (0,453)	1,015 (0,386)	1,036 (0,390)	1,050 (0,401)		1,228 (0,594)	1,154 (0,632)	1,271 (0,714)	1,309 (0,719)
6 et plus		0,884 (0,296)	0,609 (0,272)	0,606 (0,273)	0,609 (0,260)		1,220 (0,675)	1,587 (1,000)	1,693 (1,068)	1,623 (1,041)
Age de la mère à la naissance :										
Moins de 20 ans		1,508 (0,510)	1,401 (0,498)	1,356 (0,490)	1,304 (0,476)		2,388 (1,597)	2,557 (1,702)	2,715 (1,896)	3,064 (2,148)
35 ans et plus		1,602 (0,597)	1,961 (0,844)	1,974 (0,865)	2,047* (0,868)		0,911 (0,546)	0,889 (0,576)	0,704 (0,469)	0,565 (0,406)
Durée de l'allaitement			0,811*** (0,009)	0,809*** (0,009)	0,807*** (0,010)		0,851*** (0,013)	0,851*** (0,013)	0,847*** (0,013)	0,841*** (0,013)
Début des visites prénatales			1,760* (0,564)	1,716* (0,556)	1,710 (0,561)		2,518* (1,188)	2,518* (1,188)	2,618** (1,258)	2,407* (1,202)
Utilisation de la contraception			1,007 (0,398)	1,486 (0,595)	1,624* (0,460)		1,830 (0,658)	1,672 (0,658)	1,830 (0,723)	1,824 (0,787)
Migration de la mère :										
Migration rural-urbain			0,766 (0,528)	0,832 (0,587)	0,797 (0,450)					
Autre migration			1,019 (0,395)	0,862 (0,341)	0,882 (0,376)			1,852 (1,442)	1,589 (1,440)	1,581 (1,503)
Native milieu rural			1,327 (0,487)	1,111 (0,395)	1,113 (0,462)			2,042 (1,344)	1,647 (1,293)	1,717 (1,385)
Femme en union à l'enquête			1,399 (0,560)	1,392 (0,556)	1,264 (0,482)			0,464 (0,220)	0,616 (0,322)	0,618 (0,336)
Éducation de la mère			0,527** (0,141)	0,554** (0,152)	0,559** (0,165)			1,113 (0,571)	1,156 (0,609)	1,045 (0,561)
Enfant précédent décède avant 1 an			1,373 (0,636)	1,249 (0,556)	1,249 (0,556)				1,695 (1,017)	1,837 (1,100)
Type de ménage			0,937 (0,263)	0,937 (0,269)	0,940 (0,269)				2,152* (0,856)	2,118* (0,843)
Richesse du ménage			0,789 (0,154)	0,789 (0,154)	0,829 (0,170)				0,828 (0,248)	0,767 (0,248)
Distance du dispensaire										
Présence du guérisseur traditionnel										
Richesse de la communauté										
Niveau de mortalité de la communauté										

Note : \*, la variable prédit parfaitement le modèle

mortalité entre 0 et 15 mois varie selon les modèles envisagés et qu'elle n'est pas toujours stable entre les deux enquêtes.

#### 2.4.1 L'effet de la fécondité sur la mortalité

Nos résultats suggèrent, comme l'avaient déjà souligné Koenig *et al.* (1990), que l'impact du comportement reproducteur sur les risques de décéder n'est pas constant dans le temps, c'est-à-dire que les effets associés aux deux intervalles entourant la naissance de l'enfant référence peuvent différer selon l'âge de ce dernier. Si l'impact d'un court intervalle précédent sur les chances de survie de l'enfant référence est limité aux premiers mois de la vie, la survenue d'une conception, quant à elle, accroît le risque de décéder lorsque l'enfant référence est âgé de 10 mois ou plus. Bien qu'un intervalle inférieur à 24 mois ait un effet net sur le risque de mortalité néonatale en 1991/92, à la suite du contrôle pour les caractéristiques familiales cet effet significatif disparaît. Ce résultat semble suggérer l'influence de facteurs génétiques sur les risques de décéder entre 0 et 30 jours. En effet, la mortalité néonatale pour l'enfant étudié est multipliée par 2 si l'enfant qui le précède décède durant sa première année de vie. Cependant, ce résultat n'est pas confirmé par les données de l'enquête de 1996. Dans la mesure où l'intervalle médian global entre naissances demeure inchangé entre les deux enquêtes (respectivement de 33 et 34 mois), cette absence d'impact de l'intervalle précédent sur les risques de mortalité en 1996 peut être reliée à la réduction de la fécondité, mais plus encore à la nette diminution de la mortalité néonatale, qui a été enregistrée une baisse de 16% entre les deux EDS. Par contre, nos résultats semblent indiquer que la seconde composante de la fécondité, c'est-à-dire une conception ultérieure rapide, est un facteur particulièrement discriminant pour la survie de l'enfant surtout si celle-ci se produit entre 5 et 9 mois après la naissance de l'enfant référence. Bien qu'une conception survenant entre 1 et 4 mois après la naissance de l'enfant étudié ait un impact négatif sur ses chances de survie entre 5 et 9 mois en 1991/92, cet effet significatif, en 1996, disparaît lorsque un contrôle est introduit pour les variables relevant du comportement maternel. Cependant, la relation

entre une conception ultérieure avant le dixième 10 mois de l'enfant référence et ses chances de survie entre 10 et 15 mois est très nettement avérée et ce, quels que soient les enquêtes et les modèles considérés. Ce résultat abonde de le sens des études menées par Palloni et Millman (1986), Lindstrom et Berhanu (2000) et, il semble accrédi-ter l'hypothèse de l'effet de compétition entre les enfants pour les ressources à l'intérieur de la famille sur les chances de survie du nourrisson. Par ailleurs, en 1991/92, un intervalle précédent inférieur à 24 mois était également associé à une surmortalité du nourrisson. Bien que ce phénomène ne soit pas observable pour l'enquête de 1996, l'ampleur de l'effet associé à la survenue d'une conception rapide sur la mortalité de l'enfant étudié s'accroît avec l'âge de celui-ci. Ces divers résultats semblent suggérer que l'effet de compétition, comme mécanisme reliant l'espacement rapproché des naissances à la survie des nourrissons, joue un rôle déterminant en Tanzanie.

#### 2.4.2 Les autres variables

Nos résultats relatifs à l'impact de la concentration des décès sur les risques de mortalité confirment ceux d'études antérieures (Das Gupta, 1990 ; Madise et Diamond, 1995 ; Manda, 1998). En effet, après avoir contrôlé pour l'ensemble des facteurs (modèle 5), qu'ils soient biologiques, comportementaux ou environnementaux, le décès, entre 0 et 1 an, de l'enfant qui précède la conception de l'enfant référence est associé significativement à un risque accru de mortalité durant les premiers mois de la vie. Cependant, cette relation varie dans le temps. Ainsi, en 1991/92, les risques sont accrus au cours des quatre premiers mois de la vie, alors qu'en 1996 c'est entre 5 et 9 mois. Comme nous l'avons souligné au paragraphe précédent, ce facteur modifie sensiblement la nature la relation entre la fécondité et la mortalité néonatale puisqu'à la suite de son introduction elle n'est plus statistiquement significative.

Par ailleurs, l'augmentation du risque de mortalité dans la communauté semble reliée à une surmortalité du nourrisson, bien que son effet ne soit pas toujours statistiquement significatif. De plus, il est à noter que l'ampleur de cet effet est relativement faible et qu'il varie entre 0 et 5%.

Parmi les autres variables individuelles associées à la mortalité, certaines jouent un rôle important dans la relation entre la fécondité et la mortalité. En plus d'avoir un effet direct sur la survie des enfants, les variables relevant du comportement maternel, notamment l'allaitement et les soins durant la grossesse, réduisent considérablement l'impact du comportement reproducteur sur la mortalité du nourrisson. En effet, l'allaitement est associé à de meilleures chances de survie du nourrisson, quels que soient l'enquête et les modèles considérés. L'effet protecteur de l'allaitement est le plus fort au tout début de la vie et, au fur et à mesure que l'enfant référence grandit, le bienfait retiré de l'allaitement, tout en restant positif, se réduit. En outre, la durée d'allaitement et les autres variables relatives au comportement de la mère réduisent considérablement l'impact de la conception ultérieure rapide sur la survie des enfants à partir de l'âge de cinq mois. Entre 5 et 15 mois, le risque de décéder est ainsi divisé par deux pour l'EDS de 1991/92, alors que pour la seconde enquête le risque de décéder n'est plus relié significativement à une conception ultérieure rapide entre 5 et 9 mois et, est fortement réduit entre 10 et 15 mois (le rapport de cote passe de 5,5 à 4,2 entre les modèles 2 et 3). Ce résultat semble suggérer que le comportement maternel contrebalance l'effet négatif d'une conception ultérieure rapide sur les risques de mortalité, cependant nos analyses ne nous permettent pas de nous prononcer sur les mécanismes sous-jacents à cette relation. Cependant l'éducation maternelle ainsi que la durée de l'allaitement peuvent sans doute être suspectés.



## 2.5 CONCLUSION

L'objectif principal de cette recherche visait à tester la relation présumée entre le comportement reproducteur et le risque subséquent de mortalité chez les nourrissons en utilisant des données sur l'histoire génésique des femmes. Les résultats semblent suggérer que si cette relation existe bien, son effet par contre est limité dans le temps. L'impact d'un court intervalle entre naissances n'est pas, dans le contexte tanzanien, un élément discriminant pour la survie des jeunes enfants. La réduction de la fécondité entre les deux enquêtes ainsi que le maintien d'un intervalle entre naissances relativement long et la forte diminution de la mortalité néonatale peuvent sans doute expliquer cette absence de relation entre un court intervalle précédent et la mortalité infantile. Par contre, une conception ultérieure de 5 à 9 mois après la naissance de l'enfant référence semble particulièrement discriminante pour la survie de l'enfant et son effet dans le temps s'est par ailleurs renforcé. Ce résultat suggère que l'effet de compétition entre les membres d'une même fratrie constitue le mécanisme par lequel l'espacement des naissances est lié à la survie des enfants.

Les variables individuelles, tant au niveau des caractéristiques acquises à la naissance (gémellité) qu'au niveau du comportement maternel (allaitement), dans l'explication de la mortalité différentielle sont particulièrement importantes dans les neuf premiers mois de la vie. Cependant, la mortalité est également associée aux caractéristiques familiales et communautaires, principalement aux facteurs génétiques, et aux niveaux de richesse du ménage et de mortalité infantile à l'intérieur d'une communauté. Les bouleversements économiques et leurs répercussions dans des domaines stratégiques tels que la santé et l'éducation ont pu influencer la relation entre la fécondité et la mortalité des jeunes enfants.

## CHAPITRE 3

### LES EFFETS DE L'EXPÉRIENCE DE LA MORTALITÉ DURANT L'ENFANCE SUR L'ENTRÉE EN UNION ET LA MATERNITÉ

Cet article est présentement soumis pour publication.

#### 3.1 INTRODUCTION

La transition démographique, selon l'approche classique, a, en général, débuté avec l'amélioration des chances de survie des individus, et s'est ensuite poursuivi par une diminution de la fécondité (Notestein, 1945 ; Matthiessen et McCann, 1978). En Afrique sub-saharienne, malgré la réduction des niveaux de la mortalité, notamment celle des enfants, les changements dans les comportements reproducteurs restent modestes, exception faite des parties est et sud du continent (Caldwell *et al.*, 1992 ; Tabutin, 1997 ; Kirk et Pillet, 1998 ; Mboup et Saha, 1998).

L'expérience des pays développés en matière de transition démographique suggère également que la réduction de la fécondité s'est accompagnée d'un recul de l'âge au mariage (Coale et Scotts Watkins, 1986). Dans la mesure où une société ne tolère pas les relations sexuelles avant l'entrée en union, l'initiation de celle-ci marque le début de l'exposition au risque de concevoir. Cependant, l'âge à la première union peut ne pas représenter une bonne mesure du début de l'exposition au risque de concevoir. C'est la cas, par exemple, lorsque l'activité sexuelle ne s'inscrit pas forcément dans le cadre d'une union ou lorsque les naissances hors union sont fréquentes. Avec l'âge à la première union, l'âge à la première naissance constitue

donc le deuxième indicateur pouvant rendre compte du début de l'exposition d'une femme au risque de concevoir (Legrand et Barbieri, 1997).

Par ailleurs, les recherches démographiques ont mis en évidence quatre mécanismes par lesquels la mortalité influence la fécondité, à savoir les effets physiologique, de remplacement, d'assurance et de transition (Preston, 1978 ; United Nations, 1987 ; Lloyd et Ivanov, 1988). Ces deux derniers mécanismes, contrairement aux deux premiers, ont peu été étudiés, principalement à cause de l'inadéquation des données (Schultz, 1980 ; Legrand et Barbieri, 1997). En effet, la stratégie d'assurance et la meilleure prévisibilité de la formation de la famille font référence à la notion de perception des risques de mortalité ainsi qu'aux jugements des individus (Slovic, 1987). L'expérience de la mortalité des individus a été identifiée par Montgomery (1999) comme un des éléments influençant les perceptions individuelles du risque de décéder.

En donnant plus de poids à l'événement décès qu'à la survie, considérée comme un événement nul puisqu'il n'y a pas de changement d'état, les personnes ont une perception des risques de mortalité biaisée (Montgomery, 1998). Outre l'occurrence de l'événement décès, le moment où celui-ci survient semble être particulièrement déterminant dans la formation des perceptions. Par ailleurs, les perceptions individuelles du risque de décéder des enfants peuvent être influencées par l'expérience de la mortalité de sa fratrie durant son enfance, de même que par la survie de ses propres enfants et plus globalement par la mortalité de la communauté où les personnes résident. Cependant, ces biais systématiques dans les perceptions individuelles du risque de décéder peuvent être atténués par l'éducation et par les différents médias, pourvoyeurs d'information (Slovic, 1987 ; Montgomery, 1998).

Dans ces conditions, l'étude de l'impact de la mortalité sur l'entrée en union et sur la survenue de la première naissance, par le biais des seuls taux agrégés de mortalité, ne semble pas être appropriée, puisque les individus ne résonnent pas en

terme de taux mais accordent plus d'importance aux faits et donc à l'expérience. Cette étude aura donc pour objectif de tester le lien entre l'expérience de la mortalité, vécue durant l'enfance et l'adolescence, par le biais de la mortalité des membres de la fratrie de la répondante, et la rapidité à former une union et à donner naissance pour la première fois.

## 3.2 DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

### 3.2.1 Données

Cette étude est basée sur l'Enquête Démographique et de Santé menée en Tanzanie entre juillet et novembre 1996. Outre les informations recueillies sur l'histoire génésique des femmes, le module relatif à la mortalité maternelle nous fournira de précieuses données sur l'expérience de la mortalité de la fratrie de la répondante.

Sur les 8120 femmes enquêtées, 7920 ont déclaré avoir eu au moins un frère ou une sœur, 198 ont mentionné être enfant unique et 2 personnes n'ont donné aucune information sur leur fratrie. Un nombre total de 47620 frères et sœurs a été déclaré lors de l'enquête.

À l'enquête, parmi le nombre total de frères et sœurs déclarés, 8268 étaient décédés et 39301 survivants. Pour 51 cas, c'est-à-dire 0,11% de l'échantillon total, le statut de survie n'était pas connu, soit parce que l'information était manquante, soit parce que la répondante déclarait ne pas connaître le statut de survie. L'information indisponible ne concernait principalement qu'un seul des membres de la fratrie et elle était totalement manquante pour l'ensemble des membres dans seulement trois cas, équivalant à 12 naissances. Nous pouvons donc supposer que ces situations litigieuses ne peuvent pas entraîner un biais important dans la création de la variable

indépendante clé dans la mesure où elles sont peu nombreuses et ne semblent pas être concentrées chez des individus en particulier.

### 3.2.2 Qualité des données

Pour évaluer l'effet de l'expérience de la mortalité sur la rapidité à entrer en union et à avoir une première naissance, il faut nous assurer d'une part qu'il n'y a pas de problème important d'omission des naissances de frères et/ou sœurs déclarées par les répondantes et que la date de décès, s'il y a lieu, est correctement déclarée et, d'autre part, que les âges à la première union et à la première naissance ne font pas l'objet d'omission et de déplacement.

Stanton, Abderrahim et Hill (1997), dans leur rapport sur l'estimation de la qualité des données du module relatif à la mortalité maternelle de 14 enquêtes EDS, mettent en avant deux points importants pour notre étude. D'abord, parmi les naissances de frères et sœurs déclarées par les répondantes, la complétude des données sur le statut de survie à l'enquête ainsi que l'âge au décès est satisfaisante dans la mesure où les valeurs manquantes représentent moins de 3% des cas. Ensuite, l'examen des données montre qu'il y a une sous-déclaration des naissances des membres de la fratrie parmi les femmes les plus âgées. Par ailleurs, le rapport suggère que les omissions dépendent du statut de survie, de l'âge au décès et des années écoulées depuis le décès des membres de la fratrie. Ces omissions peuvent biaiser la relation entre l'expérience de la mortalité et l'entrée en union et la rapidité à avoir une première naissance si les décès des membres de la fratrie se produisent surtout dans la petite enfance.

Gage (1995) a estimé la qualité des données de l'âge à la première union, à la première naissance et aux premiers rapports sexuels pour 21 enquêtes EDS II. De son rapport émanent plusieurs points pouvant poser des problèmes pour l'analyse. En général, la complétude des données relatives à la première union est plus faible en

Afrique subsaharienne qu'ailleurs dans le monde. Cependant, dans plus de 90% des cas les répondantes sont capables de fournir la date ou l'âge à leur première union et la déclaration des informations s'améliore avec les plus jeunes cohortes. Par ailleurs, on peut craindre pour les plus jeunes cohortes un certain nombre de mauvaises déclarations soit sur l'âge à l'enquête, soit sur le statut matrimonial. Ce phénomène se traduira alors par un déplacement de l'âge à la première union et sera source de biais pour l'étude de la relation entre l'expérience de la mortalité durant l'enfance et l'adolescence et l'âge d'entrée en première union.

Ensuite, l'auteur a également montré que la complétude de l'âge à la première naissance est meilleure que celle de l'âge à la première union. Tout comme pour la date d'entrée en union, la déclaration de la date de la première naissance s'améliore avec les générations les plus jeunes. Par ailleurs, la proportion de femmes ayant eu leur première naissance avant l'âge de 20 ans est cohérente avec celle des Enquêtes Mondiales de Fécondité et les précédentes EDS.

A l'issue de cette revue des divers rapports sur la qualité des données des EDS, il ressort que les déclarations des femmes les plus âgées sur les naissances des membres de leur fratrie, les âges à la première union et à la première naissance sont une source de biais potentiel pour l'étude que nous envisageons. Aussi, les femmes âgées de 45 ans et plus au moment de l'enquête seront exclues de l'analyse de survie. En outre, dans certaines sociétés où le mariage n'est pas un événement ponctuel, unique, mais plutôt un processus avec diverses étapes (Hertrich, 1996), la date à la première union recueillie peut correspondre, selon Gage, à différents stades du processus de formalisation des unions, qui variera en fonction des générations. Ce phénomène devra être présent à notre esprit lors de l'interprétation des résultats des analyses de la relation entre la mortalité et l'âge à la première union.

### 3.2.3 Méthodologie

Pour tester l'impact différentiel de la mortalité des membres de la fratrie de la répondante sur sa rapidité à entrer en union et à avoir une première naissance, nous avons utilisé l'analyse des biographies. Ce type d'analyse nous permet d'abord de prendre en considération le changement d'état de la répondante en fonction du temps. Ainsi, nous examinerons le moment où la femme passe de l'état de célibataire à l'état de femme en union et, de l'état de femme nullipare à l'état de femme avec un premier enfant. De plus, l'analyse des biographies permet de considérer les personnes censurées à droite, c'est-à-dire les femmes qui, au moment de l'enquête, ne sont pas mariées et/ou n'ont pas eu une première naissance. Bien que nous ne possédions pas d'information sur l'occurrence de l'événement étudié pour certaines répondantes, nous avons en revanche des données sur leur durée d'exposition au risque de subir celui-ci jusqu'à la date de l'enquête. L'analyse de l'entrée en union et de la rapidité à avoir une première naissance s'est déroulée en deux étapes. La première consiste à mesurer, par le biais des tables d'événements appliquées aux données regroupées par expérience de la mortalité et générations, le rythme auquel les femmes entrent en union et ont un premier enfant. Cette méthode permet d'établir à chaque âge le nombre de femmes soumises au risque de subir l'événement étudié et d'en exclure au fur et à mesure celles pour qui il s'est produit.

Ensuite, nous avons cherché à mesurer l'effet de l'expérience de la mortalité et d'autres variables socioculturelles sur les variations du rythme d'entrée en union et de donner naissance pour la première fois par le biais de l'analyse des biographies. Le modèle semi-paramétrique à risques proportionnels de Cox, introduit en 1972, a été utilisé pour estimer le risque de contracter une première union ou de donner naissance pour la première fois. Dans cette méthode, la fonction du risque de subir l'événement est décomposée en deux parties :

$$H(t | z) = h_0(t) \exp(z \beta)$$

Où  $h_0(t)$  est le risque de base arbitraire non spécifié (partie semi-paramétrique du modèle) et  $\exp(z\beta)$  correspond à l'introduction des variables explicatives (partie du risque proportionnel du modèle) (Courgeau et Lelièvre, 1989).

Les coefficients relatifs aux variables indépendantes sont présentés sous leur forme exponentielle, c'est-à-dire par des quotients relatifs. Une variable qui accroît le risque de contracter une première union ou d'avoir une première naissance multiplie le quotient de référence par une quantité supérieure à 1 alors qu'une variable associée à une réduction du risque de l'événement aura une valeur multiplicative inférieure à 1.

Pour procéder à l'analyse, nous avons d'abord estimé l'effet brut de la mortalité de la fratrie sur la rapidité à contracter une première union ainsi que sur celle à avoir une première naissance. Ensuite, nous avons ajouté successivement et simultanément des caractéristiques individuelles et communautaires afin d'estimer les variations dans les rapports de chance et de dégager l'effet net de l'impact de l'expérience de la mortalité et des autres facteurs du modèle sur les deux variables dépendantes. Par ailleurs, cette étude met l'accent sur les distinctions entre les générations des femmes nées avant et après la Déclaration d'Arusha (février 1967). Lors de cet événement, le développement économique du pays est réorienté par les politiques du socialisme et d'indépendance (Batibo, 1989). Cette date marque le début du développement des infrastructures socio-sanitaires sur une base communautaire, tel que l'approvisionnement en eau potable, la construction des centres de santé, mettant l'accent sur la gratuité des soins. Les répondantes les plus jeunes, et par conséquent les membres de leur fratrie, ont donc bénéficié, dès leur enfance, de ces structures. Auparavant, les services médicaux principalement disponibles dans les villes étaient destinés aux étrangers ainsi qu'aux tanzaniens au service de l'administration, le reste de la population ayant recours à la médecine traditionnelle (Alilio, 1999). Dans ces conditions, l'expérience de la mortalité des membres de la fratrie sur le rythme d'entrée en union et à rapidité à avoir un premier enfant pourrait avoir un impact différentiel selon l'appartenance à la cohorte.



### 3.2.4 Les variables

#### 3.2.4.1 *Les variables dépendantes*

Les variables relatives à la première union ainsi qu'à la première naissance ont été estimées sous forme d'une durée d'exposition. Ainsi, la durée écoulée jusqu'à la première union est calculée par la différence entre la date en CMC<sup>14</sup> de la première union et celle de la naissance de la répondante. Lorsque les femmes étaient célibataires au moment de l'enquête, la durée écoulée a été calculée par la différence entre la date en CMC de l'entrevue et celle de la naissance. Puis, cette durée estimée en mois a été divisée par douze afin de ramener cet indicateur en année.

Le même principe a servi à établir la durée écoulée entre la date de naissance en CMC de la répondante et celle relative à sa première naissance. Lorsque la femme était nullipare au moment de l'entrevue, nous avons remplacé la date à la première naissance par celle de l'entrevue. Ensuite, nous avons procédé comme précédemment pour obtenir l'âge de la répondante à la naissance de son premier enfant.

De plus, nous avons construit un indice de troncature pour chaque événement afin de distinguer les femmes n'ayant pas contracté de première union ou n'ayant pas eu de première naissance des autres femmes. Ainsi, l'indicateur pour la première union, par exemple, prendra la valeur 1 si la fin de la période d'exposition, c'est-à-dire la durée écoulée en années entre la naissance de la répondante et son entrée en union, débouche sur une union et la valeur 0 autrement.

---

<sup>14</sup> Century Month Code (CMC) est le nombre de mois écoulés depuis le début du siècle. La date en CMC est calculée à partir de l'année et du mois comme suit :  $CMC = (YY * 12) + MM$  où MM est le mois dans l'année 19YY.

### 3.2.4.2 *La mortalité de la fratrie jusqu'au seuil de l'âge adulte*

Les études qui examinent l'impact de la mortalité des enfants sur l'entrée en union et la probabilité d'avoir une première naissance, telles que celle de Legrand et Barbieri (1997), mettent l'accent sur la mortalité durant la petite enfance, mesurée au niveau agrégé. Dans la mesure où les individus accordent plus d'importance à l'occurrence des décès, nous avons pris en compte dans cette étude l'expérience de la mortalité parmi les membres de la fratrie de la répondante. De plus, l'étude de Matthiessen et McCann (1978) suggèrent que c'est la survie jusqu'à l'âge de 15 ans qui est déterminante dans la réduction de la fécondité. La construction de la variable explicative clé s'est faite par étape. Dans un premier temps, nous nous sommes attachés à examiner le statut de survie des membres de la fratrie déclarés par la répondante afin de ne retenir, pour l'étude, que les décès survenant au seuil de l'âge adulte, c'est-à-dire entre 0 et 14 ans inclusivement. Ensuite, nous avons classé ces divers événements selon le moment où il se produisaient. Ainsi, nous avons distingué les décès parmi les membres de la fratrie se produisant avant le 5<sup>ème</sup> anniversaire de la répondante de ceux survenant entre les 5<sup>ème</sup> et 15<sup>ème</sup> anniversaires de la répondante. Cette distinction a été adoptée parce que nous supposons que l'appréhension du phénomène que représente le décès peut être différente selon qu'il se produit durant la petite enfance de la répondante ou durant son enfance et son adolescence. Nous supposons que le sens attribué par une personne au décès d'un proche varie selon son âge et que l'impact éventuel de cet événement sur les comportements ultérieurs diffère, par conséquent, selon le moment où il survient. Par exemple, nous supposons que le décès d'un frère ou d'une sœur, lorsque la répondante est âgée de 4 ans, n'a pas le même impact sur son comportement reproducteur ultérieur que si ce même décès survenait au moment de son douzième anniversaire.

De plus, comme le soulignent Legrand et Barbieri (1997), les mariages avant l'âge de 15 ans sont fréquents en Afrique. Pour certaines femmes, l'entrée en union ou la survenue de la première naissance se produira donc avant cet âge. Dans ce cas, seuls

les décès survenant entre le 5<sup>ème</sup> anniversaire de la répondante et l'événement étudié seront pris en compte. Par exemple, si une femme contracte une union à l'âge de 13 ans et qu'elle enregistre un décès parmi les membres de sa fratrie à l'âge de 14 ans, ce dernier ne peut alors avoir eu d'influence sur le début de son union et ne sera pas retenu lors de l'analyse.

La variable relative à l'expérience individuelle de la mortalité distingue donc les femmes qui n'ont eu à faire face à aucun décès parmi les membres de leur fratrie de celles ayant enregistré des décès durant leur petite enfance, c'est-à-dire avant l'âge de 5 ans, ou durant leur enfance et leur adolescence (entre 5 et 15 ans) ou bien encore les femmes qui ont été exposées aux décès des membres de leur fratrie durant ces deux périodes. Nous supposons que les femmes qui ont fait face aux décès d'un des membres de leur fratrie tendront à former plus rapidement leur première union et qu'elles auront plus vite leur première naissance que celles qui n'ont pas connu cet événement. Par ailleurs, nous pouvons supposer que l'impact de l'expérience de la mortalité sera d'autant plus fort que la femme aura dû faire face à plusieurs décès, cette situation correspondant à la dernière catégorie de la variable de mortalité.

#### *3.2.4.3 Les variables de contrôle*

Nous avons inclus dans nos analyses des caractéristiques individuelles et agrégées qui peuvent influencer l'expérience de la mortalité de même que le rythme d'entrée en union et la rapidité à avoir une première naissance. Au niveau individuel, nous avons pris en compte le principal lieu de résidence durant l'enfance, le nombre d'années d'éducation ainsi que la religion.

Les femmes ayant vécu principalement en milieu rural durant leurs douze premières années de vie ont été distinguées de celles ayant résidé en zone urbaine. Nous supposons d'une part que la résidence durant la période de socialisation de la répondante peut avoir un impact sur les valeurs qu'elle accordera de façon générale à

la famille et, d'autre part, l'expérience de la mortalité des membres de la fratrie peut être différentielle selon le milieu de résidence.

L'entrée en union et la survenue de la première naissance peuvent être influencées directement par l'éducation, par le biais du prolongement des années passées à étudier. Par ailleurs, cette caractéristique peut influencer indirectement sur l'entrée en union et l'arrivée d'une première naissance par le biais des connaissances acquises et des modifications qu'elles peuvent engendrer sur les comportements reproducteurs. Ainsi, l'augmentation du nombre d'années d'éducation devrait être associée à un recul des âges à l'union et à la première naissance. Dans cette étude, nous avons distingué les femmes dont le nombre d'années de scolarisation variait de 0 à 4 ans, de celles pour qui ce nombre était de 5 à 10 ans et de celles ayant 11 années ou plus d'instruction.

De plus, nous avons distingué les femmes se déclarant de religion musulmane, de celles affiliées à la religion chrétienne et de celles de toutes autres croyances religieuses. L'appartenance à l'une ou l'autre de ces confessions peut se refléter au niveau des choix en matière d'union. En effet, en favorisant une grande différence d'âge entre les conjoints, l'Islam accélère le rythme de contracter une première union (Lesthaeghe, 1989).

Au niveau agrégé, l'éducation (proportion de femmes avec onze années et plus de scolarisation), la contraception (proportion de femmes utilisant une méthode contraceptive moderne au moment de l'enquête), la polygamie (proportion de femmes en union polygame), la stérilité (proportion de femmes stériles<sup>15</sup>) et le niveau de développement économique (richesse moyenne<sup>16</sup> de la grappe) peuvent avoir un effet

<sup>15</sup> La stérilité est mesurée par un indicateur d'infécondité calculé comme la proportion des femmes actuellement en union n'ayant pas d'enfants, mariées avant l'âge de 20 ans et depuis plus de sept ans (Larsen, 1994 ; Legrand et Barbieri, 1997). Cet indice a, par ailleurs, l'avantage de ne pas être sensible au biais introduite par l'utilisation de la contraception (Legrand et Barbieri, 1997).

<sup>16</sup> Cet indicateur est une variable composite, constitué à partir de la présence dans le ménage des commodités suivantes : l'électricité, le type d'approvisionnement en eau, le type de sol et de toilettes et enfin l'accumulation de biens de consommation tels que la radio, la télévision, le réfrigérateur, le vélo, la moto et la voiture. La richesse moyenne de la grappe correspond à la somme de l'indicateur précédemment décrit divisée par le nombre de femmes résidant dans chaque grappe.

sur l'âge à la première union ou l'âge à la première naissance. Afin de prendre en considération les changements intervenus dans le temps, les informations relatives aux cohortes antérieures ont été utilisées pour la construction de ces différents indicateurs contextuels. Ainsi, les données relatives à 581 femmes âgées de 45 ans et plus, résidant dans 264 grappes, ont servi à construire les variables communautaires utilisées dans l'analyse multivariée pour les femmes nées avant la déclaration d'Arusha alors que celles introduites dans l'analyse des femmes nées après la déclaration d'Arusha sont basées sur l'information recueillie de 3323 femmes, issues de 355 grappes différentes<sup>17</sup>. Pour les générations nées avant la déclaration d'Arusha, et plus particulièrement pour les femmes les plus âgées, le lien temporel entre les variables communautaires, basées sur des faits constatés au moment de l'enquête, et les deux variables dépendantes peuvent poser problème puisque les deux événements étudiés peuvent s'être produits avec un décalage assez important dans le temps. Dans ces conditions, la mesure de l'effet des variables communautaires sur l'entrée en union et l'arrivée de la première naissance pourrait ne pas refléter véritablement l'impact des facteurs contextuels antérieurs. Cependant, la part des femmes les plus âgées dans l'analyse, même si elle est non négligeable, demeure relativement faible comparativement aux autres répondantes. Dans ces conditions, l'interprétation de l'effet des variables relatives à la situation contextuelle devra être nuancée pour le groupe de femmes nées avant la déclaration d'Arusha.

Enfin, une dernière variable communautaire a été ajoutée dans l'analyse à savoir la région de résidence au moment de l'enquête. En Tanzanie, la région des montagnes du nord se distingue des autres par l'affiliation linguistique de ses habitants. Alors que les diverses ethnies des autres régions ont une langue maternelle d'origine bantoue, la langue maternelle des personnes vivants dans les régions du Kilimanjaro et de Arusha relèvent de l'une ou l'autre des quatre familles linguistiques africaines (bantoue, nilo-saharienne, afro-asiatique et khoisan) (Batibo, 1989 ; Baroin, 1999). De plus, la région côtière se distingue également des autres régions par la

---

<sup>17</sup> Le nombre médian de femmes par grappe est respectivement de 2,31 et 10,98.

présence de la plus grande ville du pays et capital économique, Dar es Salaam. La résidence dans l'une ou l'autre de ces régions peut avoir une influence sur la formation de la première union ou l'arrivée de la première naissance.

L'ensemble de ces caractéristiques, hormis les variables contextuelles et l'âge à la première union ainsi que celui à la première naissance, ont été introduites dans notre analyse sous forme dichotomique ou polytomique. Le tableau X présente la répartition de ces diverses caractéristiques selon les cohortes.

**Tableau X - Répartition (%) des répondantes selon leur cohorte et les caractéristiques socio-démographiques individuelles et communautaires, Tanzanie, EDS 1996**

Variabes	1951-1966	1967-1981
<i><b>Variabes individuelles</b></i>		
Mortalité de la fratrie		
aucun décès*	63,49	60,95
décès avant 5ème anniversaire de la répondante	17,72	19,35
décès entre les 5ème et 15ème anniversaire de la répondante	9,19	10,99
décès dans les deux périodes précédentes	6,89	6,59
Résidence dans l'enfance		
rural*	81,98	79,22
urbain	17,69	20,43
Nombre d'années d'éducation		
0-4 ans*	53,32	27,56
5-10 ans	43,84	68,69
11 ans et plus	2,84	3,75
Religion		
Musulmane*	38,44	40,13
Chrétienne	51,71	52,12
Autre	9,70	7,46
<i><b>Variabes contextuelles</b></i>		
% moyen de femmes éduquées	3,44	3,16
% moyen de femmes utilisant méthode moderne de contraception	11,43	16,63
% moyen de femmes en union polygame	30,27	31,00
% moyen de stérilité	1,04	1,16
Richesse moyenne de la communauté	1,093	1,324
Régions		
Côte*	29,25	31,33
Montagnes du Nord	10,80	10,61
Lac Victoria	22,03	22,62
Centre	9,48	7,98
Montagne du Sud	12,47	13,03
Sud	15,97	14,43
Nombre total de cas	2742	4797

Note : \*Catégories de référence dans l'analyse des biographies.  
Pour la richesse moyenne de la communauté, celle-ci varie de 0 à 5, où 0 constitue le niveau le plus bas alors que 5 correspond au niveau le plus élevé.

### 3.3 ÉVOLUTION DE L'ÂGE À LA PREMIÈRE UNION ET À LA PREMIÈRE NAISSANCE SELON LA GÉNÉRATION ET L'EXPÉRIENCE DE LA MORTALITÉ

Les tableaux XI et XII montrent l'évolution de l'intensité et du calendrier du moment où les femmes forment une première union et où elles donnent naissance pour la première fois selon l'expérience de la mortalité des membres de leur fratrie. Les probabilités cumulées de contracter une première union ainsi que celles relatives à la première naissance, issues des tables d'extinction, mettent en avant des différences sensibles entre les deux cohortes. Le pourcentage de femmes ayant contracté une union précoce, quelle que soit l'expérience de la mortalité, est plus élevé pour les cohortes nées avant la déclaration d'Arusha que pour les autres (tableau XI). Le pourcentage des femmes en union à l'âge de 15 ans était de 30% pour les générations de 1951-1966 et de 14% pour celles de 1967-1981. De plus, les probabilités cumulées d'avoir eu une première naissance suivent le même modèle que celui précédemment décrit (tableau XII). Par ailleurs, des distinctions apparaissent également selon l'expérience de la mortalité notamment dans le cas des jeunes générations. L'exposition au décès des membres de la fratrie, en particulier lorsque la répondante cumule ces événements de sa naissance jusqu'au seuil de l'âge adulte, semble se conjuguer avec une plus forte intensité de l'entrée en union et à avoir un premier enfant. Ainsi, pour les jeunes femmes nées après 1966, 35% de celles qui n'avaient pas été exposées aux décès des membres de leur fratrie avaient formé une première union à 17 ans alors que ce pourcentage était de 40% lorsqu'elles avaient enregistré des décès jusqu'à leur 15<sup>ème</sup> anniversaire. Le même schéma se dégage de l'association entre l'expérience de la mortalité et l'intensité d'avoir une première naissance chez les jeunes femmes. Les différences sont cependant beaucoup moins marquées dans le cas des femmes nées avant 1967 dans le cas de l'entrée en première union.

**Tableau XI - Probabilités cumulées d'avoir une première union à divers âges selon l'expérience de la mortalité, Tanzanie, EDS 1996**

	1951-1966					1967-1981				
	15	17	19	21	23	15	17	19	21	23
Pas de décès	0,30	0,52	0,69	0,81	0,86	0,14	0,35	0,58	0,73	0,83
Décès entre 0 et 5 ans	0,26	0,49	0,77	0,79	0,86	0,12	0,36	0,62	0,75	0,83
Décès entre 5 et 15 ans	0,29	0,52	0,69	0,84	0,88	0,16	0,43	0,61	0,77	0,83
Décès entre 0 et 15 ans	0,24	0,52	0,72	0,85	0,91	0,13	0,40	0,66	0,83	0,88

**Tableau XII - Probabilités cumulées d'avoir une première naissance à divers âges selon l'expérience de la mortalité, Tanzanie, EDS 1996**

	1951-1966					1967-1981				
	15	17	19	21	23	15	17	19	21	23
Pas de décès	0,17	0,40	0,63	0,78	0,88	0,07	0,24	0,52	0,71	0,82
Décès entre 0 et 5 ans	0,14	0,34	0,61	0,77	0,85	0,06	0,26	0,57	0,77	0,85
Décès entre 5 et 15 ans	0,15	0,38	0,63	0,81	0,91	0,07	0,26	0,59	0,79	0,86
Décès entre 0 et 15 ans	0,18	0,43	0,72	0,88	0,94	0,05	0,30	0,62	0,85	0,92

Le tableau XIII présente, selon la cohorte et l'expérience de la mortalité, le calendrier de l'âge médian à la première union et de celui de la première naissance. Entre les générations, nous pouvons noter un recul de l'âge à la première union ainsi que celui de la première naissance de plus ou moins une année. En outre, l'âge médian à la première union selon l'expérience de la mortalité varie peu pour les femmes nées avant 1967 et s'établit autour de 17,8 ans. Par contre, dans le cas des plus jeunes cohortes, l'âge d'entrée en union diminue selon les décès enregistrés et la différence atteint un peu plus d'une demie année entre celles qui n'ont pas été exposées à la mortalité des membres de leur fratrie et les femmes qui ont cumulé des décès jusqu'au seuil de l'âge adulte (19,2 ans contre 18,7). C'est la même tendance qui se dégage de l'évolution de l'âge médian à la première naissance selon l'expérience de la mortalité où l'âge passe de 19,9 ans à 19,4 ans.

De ces résultats, nous pouvons déduire deux choses. D'abord, l'âge à la première union ainsi que celui relatif à la première naissance reculent dans le temps. Ces changements semblent indiquer l'émergence de nouveaux comportements en matière de formation des unions et ils peuvent être les premiers signes annonçant des modifications dans les comportements reproducteurs. Tout en assistant à un recul de l'âge du début de l'exposition au risque de concevoir, l'expérience de la mortalité semble liée à un rajeunissement des âges à la première union et à la première naissance, du moins chez les plus jeunes femmes. Si cette relation est confirmée par l'analyse multivariée, l'accroissement récent des risques de mortalité en Afrique subsaharienne (Fotso *et al.*, 1999 ; NCPD, CBS et MI, 1999) pourrait alors se traduire



par un ajournement éventuel de la transition démographique dans cette région du monde.

	1951-1966		1967-1981	
	mariage	naissance	mariage	naissance
Pas de décès	17,77	18,87	19,23	19,85
Décès entre 0 et 5 ans	18,05	19,05	18,96	19,57
Décès entre 5 et 15 ans	17,78	18,88	18,66	19,31
Décès entre 0 et 15 ans	17,80	18,50	18,68	19,36

### 3.4 ANALYSE MULTIVARIÉE

#### 3.4.1 L'expérience de la mortalité et l'âge à la première union

Le tableau XIV présente les risques relatifs de contracter une première union estimés par les divers modèles appliqués aux femmes nées avant la déclaration d'Arusha.

Le premier modèle vise à mesurer l'effet brut de la variable de l'expérience de la mortalité parmi les membres de la fratrie de la répondante sur son âge à la première union. Les résultats semblent suggérer qu'il n'existe pas un lien statistiquement significatif entre l'expérience de mortalité et l'âge à l'union. Dans un contexte de mortalité élevée et où il n'y a que peu de variation dans ses niveaux, il est sans doute peu probable qu'il y ait des différences majeures dans les comportements. Par ailleurs, ce manque de relation peut résulter, en partie, de l'omission des décès des membres de la fratrie ayant eu lieu précocement durant l'enfance surtout chez les femmes les plus âgées de la cohorte.

Le modèle suivant sert à mesurer l'impact du type de la résidence principale durant l'enfance et les possibles modifications que son ajout pourrait entraîner sur la relation entre la mortalité et l'entrée en union. Si la résidence ne modifie pas la

relation précédemment observée, cette variable a un effet en elle-même sur le rythme de contracter une union. En effet, les femmes qui habitent en milieu urbain ont un risque relatif de vivre une première union plus faible (0,89) que celles qui sont issues des zones rurales.

Les modèles 3, 4 et 5 servent à mesurer l'effet de deux variables socioculturelles en les ajoutant au modèle précédent, d'abord une à une successivement, puis simultanément. Quel que soit le rôle de ces variables, les légères modifications dans la relation entre la mortalité et l'âge à l'union demeure statistiquement non significative.

Par contre, l'éducation et l'affiliation religieuse influencent le rythme de contracter une première union. Le risque relatif de l'entrée en union est plus faible lorsque le nombre d'années de scolarisation augmente (0,60 et 0,28, modèle 3) comparativement aux femmes peu éduquées (de 0 à 4 années d'instruction). Cette relation va dans le sens présumé par la littérature démographique. En outre, à la suite de l'ajout de cette variable, l'effet associé au lieu de résidence durant l'enfance n'est plus statistiquement significatif.

Tout comme pour la variable précédente, le fait pour une femme d'être issue d'un milieu chrétien ou traditionnel accroît l'âge à l'union (0,65 et 0,82). Le risque relatif relevant du milieu traditionnel semble singulier dans la mesure où nous présumons que leur comportement en matière de nuptialité serait sensiblement proche de celui des femmes musulmanes. Une explication possible à ce phénomène pourrait résider dans l'appréciation par les femmes de la date de leur entrée en union selon les diverses étapes du processus menant à l'union.

Enfin, lors de la prise en compte simultanée des variables, les effets associés à l'éducation et à l'appartenance religieuse sur le risque relatif de contracter une

**Tableau XIV - Impact de l'expérience de la mortalité de la fratrie et d'autres variables individuelles et agrégées sur le risque de contracter une première union, générations 1951-1966, Tanzanie, EDS 1996 (coefficient du modèle semi-paramétrique de Cox)**

	Modèles						
	1	2	3	4	5	6	7
<b>Caractéristiques de la répondante</b>							
<i>Mortalité de la fratrie (Aucun décès)</i>							
Décès avant le 5 <sup>ème</sup> anniversaire de la répondante	0,989	0,991	1,022	0,990	1,023	0,993	1,029
Décès entre les 5 <sup>ème</sup> et 15 <sup>ème</sup> anniversaire de la répondante	0,997	0,999	0,991	1,020	0,998	1,078	1,062
Décès entre 0 et 15 ans	1,069	1,072	1,082	1,103	1,100	1,074	1,083
<i>Résidence dans l'enfance (Rurale)</i>							
Urbaine		0,885**	1,063	0,847**	0,989	0,845	0,944
<i>Éducation (0 - 4 ans)</i>							
5 - 10 ans			0,607***		0,602***		0,581***
11 ans et plus			0,283***		0,312***		0,303***
<i>Religion (Musulmane)</i>							
Chrétienne				0,650***	0,690***		0,692***
Autre				0,815**	0,685***		0,706***
<b>Variables relatives à la communauté</b>							
<i>Prévalence de l'éducation</i>							
Prévalence de la contraception						0,987	1,042
Prévalence de la polygamie						0,673***	0,846
Prévalence de la stérilité						0,999	0,962
Richesse moyenne de la communauté						1,980**	1,653*
Régions (Côte)						0,968	1,019
Montagne du Nord						0,721***	0,875
Lac Victoria						0,779***	0,892
Centre						0,780**	0,953
Montagne du Sud						0,773***	0,924
Sud						0,782***	0,855**

première union perdurent et ces derniers varient quelque peu. En effet, le quotient relatif aux femmes ayant 11 années ou plus de scolarisation est légèrement accru (0,28 contre 0,31) alors que celui lié aux femmes issues d'un milieu traditionnel est renforcé (0,82 contre 0,69).

Le modèle 6 permet de mesurer l'impact des variables agrégées sur la relation entre l'expérience de la mortalité et l'âge à l'union en les ajoutant au second modèle et, cette relation reste inchangée. De plus, un certain nombre de variables agrégées influent sur le rythme d'entrée en union à savoir, le pourcentage de femmes utilisant une méthode moderne de contraception, le pourcentage de femmes stériles dans la grappe et la région de résidence.

Dans les grappes où l'utilisation de la contraception moderne s'accroît, le risque relatif de former une union est plus faible (0,67). Par ailleurs, le rythme d'entrée en union est accéléré lorsque la prévalence de la stérilité dans la grappe augmente. Le risque relatif de contracter une union est alors multiplié par 1,98. La rapidité à contracter une première union dans les zones à forte stérilité peut permettre à la femme de prouver sa fécondité si les relations sexuelles à l'extérieur d'une union sont prohibées. En 1973, le pourcentage de femmes âgées de 40-49 ans sans enfants variait de 5,2% à 20,5% selon les régions (Larsen, 1996).

De plus, il semble que les femmes ne vivant pas sur la bande côtière aient un risque relatif plus faible de contracter une première union (variant de 0,72 à 0,78). Dans la mesure où la zone côtière abrite une grande majorité de la population musulmane, ce comportement distinctif peut-il en être la résultante ? Le modèle suivant devrait pouvoir nous éclairer sur ce point.

L'âge à la première union chez les femmes nées avant la déclaration d'Arusha est lié significativement à la scolarisation, la religion ainsi qu'à la prévalence de la stérilité et à la résidence dans le sud du pays (modèle 7). Les effets associés à ces

caractéristiques vont dans le sens précédemment exprimé et leur valeur n'est que légèrement modifiée.

En bref, le léger accroissement du risque de contracter une première union bien que constaté avec l'exposition à la mortalité des membres de la fratrie, n'est cependant pas statistiquement significatif (modèle 7). Les résultats semblent suggérer un impact différentiel de la mortalité selon l'âge de la répondante lorsque survient l'événement et, celui-ci est le plus fort lorsque la femme cumule des décès avant l'âge de 5 ans et entre ses 5<sup>ème</sup> et 15<sup>ème</sup> anniversaires. De plus, le calendrier de la première union varie en fonction de la scolarisation, de l'appartenance religieuse, de la stérilité et de la résidence dans le sud du pays.

Le comportement des femmes nées après la déclaration d'Arusha en matière de formation de la première union est relativement semblable à celui des femmes plus âgées, cependant la relation entre l'expérience de la mortalité et l'âge à l'union semble plus marquée et les effets des variables communautaires sur les processus matrimoniaux sont très importants. Les résultats sont présentés au tableau XV et nous les commenterons en mettant l'accent sur les différences par rapport aux générations qui les précèdent.

Dès le modèle 1, les différences entre les deux cohortes observées se manifestent. D'abord, le risque relatif de contracter une union selon l'expérience de la mortalité jusqu'au seuil de l'âge adulte est plus élevé chez les jeunes générations que chez celles nées avant la déclaration d'Arusha et, il est en outre statistiquement significatif lorsque les décès se produisent entre les 5 et 15<sup>ème</sup> anniversaires de la répondante et lorsque celle-ci fait face aux décès des membres de sa fratrie durant sa petite enfance et son adolescence. Ces résultats confirment les présuppositions de Montgomery (1998) relatives à l'influence différentielle de la mortalité sur les comportements reproducteurs ultérieurs. L'influence négative du décès semble s'accroître avec l'âge de la répondante et son effet est à son maximum lorsque

l'occurrence de l'événement est plus fréquent, c'est-à-dire lorsqu'elle se produit durant l'enfance et l'adolescence. Bien que l'éducation ne change pas significativement l'ampleur de la relation entre l'expérience de la mortalité durant l'enfance et l'adolescence et la rapidité à contracter une union, sa prise en compte modifie cependant le seuil de significativité de la variable mortalité, notamment parmi les femmes ayant eu à faire face à plusieurs décès (modèle 3). A l'instar des cohortes les plus anciennes, l'éducation des jeunes femmes est associée à un retard de l'entrée en union. L'éducation, en repoussant l'initiation de la première union mais également en favorisant l'autonomie de la femme, semble être un facteur déterminant du recul de la fécondité en Tanzanie. En effet, le rapport de l'EDS tanzanienne de 1996 montre que l'indice synthétique de fécondité varie sensiblement selon le niveau atteint d'éducation. Ainsi, les femmes sans éducation ou n'ayant pas achevé leur primaire ont environ 6 enfants, alors que l'indice synthétique de fécondité est de 5,4 enfants par femme, si celle-ci a complété son primaire, et de 3,2 enfants par femme lorsque celle-ci a fréquenté le secondaire ou l'université. La politique de l'Education for Self-Reliance (1967) et la résolution de Musoma (1974), mettant l'accent sur la nécessité de préparer les jeunes à la vie et plus particulièrement à devenir de bons fermiers, a permis de faire croître les effectifs des jeunes scolarisés (Chamungwana, 1999). Alors que le pourcentage de femmes ayant complété leur primaire ou ayant un niveau d'instruction supérieure était respectivement de 16,9% et 2,9% parmi les femmes âgées de 40 à 44 ans à l'enquête, ces pourcentages, pour les femmes des cohortes 20-24 ans et 25-29 ans, étaient supérieurs à 60% pour le niveau primaire et, respectivement, de 8,2% et 5,7% avec un secondaire ou plus (Macro International, 1997). C'est d'ailleurs parmi ces femmes que les niveaux d'utilisation de méthodes contraceptives sont les plus élevés, puisque un peu moins d'un tiers des femmes avec une éducation secondaire utilisait une méthode de contraception au moment de l'enquête et, ce pourcentage tombait à 21,5% pour celles ayant complété leur scolarisation dans le primaire contre 12,5% pour les femmes ne l'ayant pas achevé et seulement 6,8% pour les femmes ne possédant aucune instruction.

Ensuite, les jeunes femmes issues d'un milieu traditionnel ont un risque plus élevé de former une union que leurs prédécesseurs comparativement aux femmes de religion musulmane (1,35 contre 1,0). Ce phénomène peut rendre compte soit de la difficulté à dater correctement l'événement, soit refléter l'attitude différente des femmes vis-à-vis du processus de l'union. Par ailleurs, à la suite de ce contrôle, l'âge à l'union est significativement associé à la mortalité seulement si les femmes font face à plusieurs décès, c'est-à-dire qu'ils surviennent avant et après le cinquième anniversaire de la répondante.

La relation entre l'expérience des décès et l'entrée en union est sensiblement modifiée par l'ajout des variables agrégées (modèle 6). En effet, la valeur des quotients relatifs estimés a sensiblement été réduite, notamment pour les femmes qui cumulent des décès durant l'enfance et l'adolescence et le niveau de significativité qui lui était associé n'est plus valide. En outre, certaines variables agrégées influencent différemment l'âge à l'union comparativement aux générations nées avant la déclaration d'Arusha et c'est le cas de l'importance de la polygamie, de la stérilité, de l'éducation et de la richesse moyenne. Chez les jeunes femmes, l'accroissement de la polygamie dans une grappe a un effet sur le rythme de contracter une première union. Il correspond un risque relatif plus élevé (1,21) et ce phénomène est statistiquement significatif. Ce résultat corrobore les résultats de précédentes recherches. A l'inverse, la prévalence de la stérilité, qui était liée à la rapidité de former une union chez les femmes nées avant la déclaration d'Arusha, est associée chez les jeunes femmes à un risque plus faible (0,57) et non significatif statistiquement. La réduction marquée de la prévalence de la stérilité entre les années 1970 et 1990, constatée par Larsen (1996), peut sans doute expliquer ce revirement de tendance. L'augmentation de la proportion de femmes avec au moins 11 années d'instruction dans la grappe et l'accroissement de la richesse moyenne dans ces dernières influent également significativement sur l'âge à l'union. Toutes deux sont associées à un risque relatif plus faible (0,31 et 0,89 respectivement) et les effets confirment les résultats de précédentes recherches. Enfin,

**Tableau XV - Impact de l'expérience de la mortalité de la fratrie et d'autres variables individuelles et agrégées sur le risque de contracter une première union, générations 1967-1981, Tanzanie, EDS 1996**

	Modèles						
	1	2	3	4	5	6	7
<b>Caractéristiques de la répondante</b>							
<i>Mortalité de la fratrie (Aucun décès)</i>							
Décès avant le 5 <sup>ème</sup> anniversaire de la répondante	1,018	0,999	0,969	0,994	0,968	0,962	0,948
Décès entre les 5 <sup>ème</sup> et 15 <sup>ème</sup> anniversaire de la répondante	1,012*	1,121*	1,118*	1,102	1,101	1,089	1,076
Décès entre 0 et 15 ans	1,210**	1,179**	1,141*	1,197**	1,165**	1,103	1,103
<i>Résidence dans l'enfance (Rurale)</i>							
Urbaine		0,726***	0,841***	0,707***	0,803***	0,925	0,946
<i>Éducation (0 - 4 ans)</i>							
5 - 10 ans			0,633***		0,692***		0,730***
11 ans et plus			0,212***		0,243***		0,309***
<i>Religion (Musulmane)</i>							
Chrétienne				0,687***	0,740***		0,703***
Autre				1,345***	1,135***		0,985
<b>Variables relatives à la communauté</b>							
<i>Prévalence de l'éducation</i>							
Prévalence de la contraception						0,306***	0,404**
Prévalence de la polygamie						0,469***	0,592***
Prévalence de la stérilité						1,213**	1,011
Richesse moyenne						0,572	0,372**
Régions (Côte)						0,882***	0,923**
Montagnes du Nord						0,774***	0,924
Lac Victoria						0,988	1,190**
Centre						0,953	1,114
Montagnes du Sud						0,829**	1,084
Sud						1,070	1,196**



les femmes résidant dans les zones montagneuses ont un risque plus faible de former une première union (0,8) comparativement à celles établies sur la côte. La raréfaction des terres disponibles, résultant de la conjonction du morcellement des parcelles et de l'accroissement de la population, peut sans doute constituer une explication possible à ce phénomène.

En conclusion, le comportement des jeunes femmes en matière de formation de la première union selon l'expérience de la mortalité ne diffère pas des générations qui les précèdent, puisque la mortalité est liée à un risque relatif plus élevé et que celui-ci s'accroît selon l'âge de la répondante au moment où se produisent les décès et également selon la fréquence de ces derniers. Cependant, cette relation n'est pas significative statistiquement. Pour les générations nées avant la déclaration d'Arusha, l'homogénéité des comportements en matière d'entrée en union, selon l'expérience de la mortalité des membres de la fratrie, peut s'expliquer par la persistance de niveaux élevés de mortalité durant plusieurs années. Dans le cas des cohortes nées après la déclaration d'Arusha, la relation constatée entre l'expérience de la mortalité et l'entrée en union est très réduite, voire même annulée, après le contrôle pour les variables d'éducation ainsi que les variables contextuelles. L'âge à l'entrée en première union varie selon le niveau d'éducation et l'affiliation religieuse. Cependant la différence majeure entre les deux générations observées se situe sans conteste au niveau de l'influence des variables agrégées. Si la prévalence de la stérilité favorisait l'entrée précoce en union pour les femmes nées avant la déclaration d'Arusha, les variables agrégées relatives à l'éducation, la contraception, la stérilité et le niveau moyen de richesse sont associés à un risque plus faible d'entrée en union. De plus, la résidence dans les régions du lac Victoria et le sud du pays est propice à une plus grande précocité de l'union. Deux pistes explicatives peuvent être mises en avant dans le cas de la région du lac Victoria. La première concerne la prévalence de la pandémie du SIDA dans cette région. Les niveaux d'infection, parmi les adultes sexuellement actifs, les plus élevés en 1989 se retrouvaient, exception faite de la ville de Dar es Salaam, dans les régions de Kagera et Mwanza (plus de 7% dans le milieu urbain et 1% et plus

dans les zones rurales) et dans une moindre mesure dans celle de Mara (Ainsworth *et al.*, 1998). La présence de cette maladie peut-elle conduire les jeunes femmes à entrer plus rapidement en union ? Le second facteur pouvant être relié à ce comportement particulier se situe au niveau du conflit armé qui opposa la Tanzanie à l'Ouganda entre 1978 et 1980 à la suite de l'invasion du nord-ouest du pays par les troupes d'Idi Amin Dada. Faut-il interpréter ce risque plus élevé de contracter une première union comme un rattrapage suite à la guerre ? Le SIDA ne peut pas être retenu comme un facteur favorisant l'entrée en première union dans le sud du pays dans la mesure où les taux de prévalence du VIH sont parmi les plus bas du pays. Faut-il dès lors rattacher ce comportement particulier au caractère distinctif des ethnies qui occupent ce territoire puisqu'elles sont issues de sociétés matrilineaires comme les Yao, les Makonde et les Makua (Baroin, 1999) ?

#### 3.4.2 L'expérience de la mortalité et l'âge à la première naissance

Les tableaux XVI et XVII présentent les coefficients obtenus par les différents modèles relatifs à l'expérience des femmes nées avant et après la déclaration d'Arusha en matière de maternité et, la démarche analytique employée est la même que celle précédemment utilisée afin de tester l'effet de la mortalité sur l'entrée en union. L'interprétation que nous allons en faire mettra l'accent principalement sur les différences ou les similitudes avec les résultats antérieurs, surtout en ce qui touche à la relation entre l'expérience de la mortalité et l'âge à la première naissance.

Dès le premier modèle, l'expérience de la mortalité est liée à un risque plus élevé d'avoir un premier enfant autant chez les femmes nées avant la déclaration d'Arusha (1,22) que pour les générations suivantes (1,12, 1,17 et 1,32) et les seuils de significativité sont en outre améliorés. L'effet de la mortalité vécue durant les cinq premières années de la vie diverge selon les générations, mais n'est cependant pas statistiquement significatif. Ce phénomène peut-il s'expliquer par l'exposition aux services de soins de santé selon les générations ? Sous l'administration britannique, la

disponibilité des services était inégalement répartie et destinée à une catégorie particulière de la population, les administrateurs et leurs employés. Dans ces conditions, les maladies infectieuses, parasitaires et respiratoires peuvent souvent se révéler fatales pour l'individu si aucun traitement n'est disponible, en particulier chez les enfants. L'amélioration des chances de survie pouvant découler d'une meilleure offre de service, et de l'appropriation de celle-ci par les personnes, par le biais par exemple de la vaccination des enfants contre les maladies les plus meurtrières, a-t-elle eu pour effet de rendre l'expérience de la mortalité plus marquante pour les femmes qui y sont confrontées ? La prévalence du SIDA a-t-elle pour effet d'amplifier l'expérience de la mortalité ? Ces suggestions peuvent être autant de pistes possibles à explorer pour expliquer la relation entre l'expérience de la mortalité et l'arrivée de la première naissance. Une récente étude qualitative, basée sur des entretiens individuels et collectifs, menée au Zimbabwe entre août 1998 et mai 1999 cherchant à comprendre comment se prennent les décisions en matière de reproduction dans un contexte où la prévalence du SIDA est élevée, a d'ailleurs montré que la peur de la maladie conduisait à une modification du calendrier des naissances. Ainsi, plusieurs répondants ont déclaré vouloir des enfants précocement afin d'avoir des enfants avant qu'ils ne contractent le virus VIH et ne développent le SIDA (Grieser *et al.*, 2001). C'est peut-être en ce sens que doivent être compris les résultats concernant les régions du lac Victoria.

De plus, après avoir contrôlé pour l'ensemble des variables, tant individuelles qu'agrégées, l'expérience de la mortalité durant l'enfance et l'adolescence de la répondante, que ce soit pour les anciennes ou les jeunes générations, demeure associée à un risque plus élevé d'avoir un premier enfant (1,25 et 1,23). L'exposition à la mortalité entre 5 et 15 ans chez les jeunes femmes est également liée à une plus grande rapidité à avoir une première naissance, bien que sa valeur soit un peu plus faible que pour les deux cas précédents (1,12). Ces résultats semblent bien confirmer notre hypothèse de départ à savoir que l'appréhension de mortalité diffère selon l'âge où survient l'événement et que son impact varie selon sa fréquence.

**Tableau XVI - Impact de l'expérience de la mortalité de la fratrie et d'autres caractéristiques individuelles et agrégées sur le risque de donner naissance pour la première fois, générations 1951-1966, Tanzanie EDS 1996**

	Modèles						
	1	2	3	4	5	6	7
<b>Caractéristiques de la répondante</b>							
<i>Mortalité de la fratrie</i> (Aucun décès)							
Décès avant le 5 <sup>ème</sup> anniversaire de la répondante	0,906*	0,912*	0,932	0,915	0,935	0,920	0,942
Décès entre les 5 <sup>ème</sup> et 15 <sup>ème</sup> anniversaire de la répondante	1,054	1,056	1,067	1,073	1,075	1,083	1,083
Décès entre 0 et 15 ans	1,224**	1,243**	1,278**	1,244**	1,263**	1,261**	1,251**
<i>Résidence dans l'enfance</i> (Rurale)							
Urbaine		0,975	1,157**	0,954	1,120**	0,980	1,077
<i>Éducation</i> (0- 4 ans)							
5 - 10 ans			0,736***		0,722***		0,716***
11 ans et plus			0,345***		0,355***		0,361***
<i>Religion</i> (Musulmane)							
Chrétienne				0,821***	0,875**		0,912
Autre				0,853**	0,778***		0,765**
<b>Variables relatives à la communauté</b>							
<i>Prévalence de l'éducation</i>							
<i>Prévalence de la contraception</i>						0,776	0,832
<i>Prévalence de la polygamie</i>						0,804**	0,945
<i>Prévalence de la stérilité</i>						0,990	1,000
<i>Richesse moyenne</i>						0,890	0,833
<i>Régions</i> (Côte)						1,016	1,050
Montagnes du Nord						0,754***	0,826**
Lac Victoria						0,946	1,001
Centre						0,984	1,104
Montagne du Sud						0,898	0,933
Sud						0,980	0,994

**Tableau XVII - Impact de l'expérience de la mortalité de la fratrie et d'autres caractéristiques individuelles et agrégées sur le risque de donner naissance pour la première fois, générations 1967-1981, Tanzanie EDS 1996**

	Modèles						
	1	2	3	4	5	6	7
<b>Caractéristiques de la répondante</b>							
<i>Mortalité de la fratrie (Aucun décès)</i>							
Décès avant le 5 <sup>ème</sup> anniversaire de la répondante	1,119**	1,109**	1,081	1,107**	1,077	1,078	1,060
Décès entre les 5 <sup>ème</sup> et 15 <sup>ème</sup> anniversaire de la répondante	1,170**	1,165**	1,156**	1,149**	1,142**	1,134**	1,119*
Décès entre 0 et 15 ans	1,324***	1,289***	1,270***	1,302***	1,278***	1,228**	1,231**
<i>Résidence dans l'enfance (Rurale)</i>							
Urbaine		0,783***	0,908**	0,776***	0,894**	0,952	0,992
<i>Éducation (0 - 4 ans)</i>							
5 - 10 ans			0,773***		0,795***		0,828***
11 ans et plus			0,253***		0,265***		0,317***
<i>Religion (Musulmane)</i>							
Chrétienne				0,856***	0,918**		0,851**
Autre				1,155**	1,037		0,922
<b>Variabiles relatives à la communauté</b>							
<i>Prévalence de l'éducation</i>							
Prévalence de la contraception						0,638	0,832
Prévalence de la polygamie						0,732**	0,851
Prévalence de la stérilité						1,137	1,062
Richesse moyenne						0,252***	0,208***
Régions (Côte)						0,851***	0,896***
Montagnes du Nord						0,802**	0,894
Lac Victoria						1,028	1,151**
Centre						1,022	1,132
Montagnes du Sud						0,961	1,115
Sud						1,047	1,095

L'éducation et l'appartenance religieuse demeurent liées à un risque plus faible d'avoir une première naissance et l'importance des variables agrégées, en particulier chez les jeunes femmes, s'est beaucoup estompée. L'accroissement de la stérilité et l'augmentation de la richesse sont associés à un risque plus faible (respectivement 0,21 et 0,90) alors que la résidence dans la région du lac Victoria est reliée à un risque plus élevé de donner naissance pour la première fois (1,15). Les pistes avancées précédemment peuvent également être reprises ici.

### 3.5 CONCLUSION

Cette étude avait comme objectif de tester la relation entre l'expérience de la mortalité de la fratrie, selon l'âge de la répondante au décès de ses frères et sœurs, et l'entrée en union et la survenue d'une première naissance en utilisant d'une part, les informations recueillies dans le module " mortalité maternelle ", et d'autre part, les caractéristiques individuelles déclarées lors de l'Enquête Démographique et de Santé menée en Tanzanie en 1996.

Les résultats suggèrent que l'expérience de la mortalité des membres de la fratrie de la répondante a un effet sur le rythme d'entrée en union et sur le fait d'avoir une première naissance. D'abord, le lien entre les décès et l'entrée en union, bien que constaté, n'est statistiquement pas significatif, quelles que soient les générations. Celui-ci pourrait être expliqué, en partie, par les mauvaises datations de l'entrée en union ou par l'omission de certains décès, notamment chez les femmes les plus âgées. Cependant, un autre élément, sans doute plus important, pourrait être avancé pour expliquer ce faible lien entre la mortalité et l'entrée en union. Il s'agit de l'initiation de l'activité sexuelle. En effet, si à l'âge de 15 ans 19% des femmes ont débuté leur vie sexuelle, ce pourcentage est de 62% à 18 ans, alors qu'à ce même âge seulement 45% d'entre elles étaient en union (Bureau of Statistics et Macro International, 1997). À l'inverse de la relation précédente, le lien statistique entre l'expérience de la mortalité et l'âge à la première naissance est confirmé par nos résultats. Ce résultat est

sans doute plus significatif dans la mesure où la qualité des données sur la première naissance est meilleure.

En outre, l'effet de l'expérience de la mortalité sur le rythme d'entrée en union et la rapidité à avoir un premier enfant varie selon le moment où surviennent les décès. Nos résultats suggèrent que l'effet de la mortalité est le plus faible lorsque celle-ci se produit durant la petite enfance de la répondante. Une fois effectué le contrôle pour l'ensemble des variables du modèle, cette caractéristique n'est d'ailleurs plus liée significativement à la rapidité à avoir une première naissance. Par contre, la mortalité durant l'enfance et l'adolescence de la répondante, en particulier des plus jeunes, semble jouer un rôle important dans le processus menant vers une première naissance. Ces résultats confirment ainsi l'hypothèse émise au début de cette recherche.

Plus que le moment où survient l'événement décès, l'occurrence de celui-ci semble particulièrement déterminante pour la survenue des événements étudiés. En effet, quelles que soient les générations, cette caractéristique est associée à un risque plus élevé de contracter une union, cependant statistiquement non significatif, ou d'avoir une première naissance. Ces résultats confirment les hypothèses de Montgomery (1998, 1999).

Cette étude montre, par ailleurs, que cette relation est plus marquée pour les générations nées après la déclaration d'Arusha. Malgré l'amélioration des chances de survie, ces gains ne sont pourtant pas acquis. En effet, parallèlement à la mise en œuvre des politiques d'ajustement structurel (1986 et 1989), le gouvernement tanzanien a réduit ses budgets en matière de santé (Bagachwa, 1999). Malgré la proximité des services publics offerts, la qualité des soins est remise en cause par le manque de moyens, tant matériel que financier, par la démotivation du personnel de santé et le manque de médicament (Alilio, 1999). La pandémie du SIDA pourrait, en outre, remettre en cause ces gains dans la mesure où la mortalité devrait augmenter parmi les très jeunes enfants et les jeunes adultes (Ainsworth *et al.*, 1997). La question

qui se pose dès lors est de savoir comment les personnes vont intégrer ces nouvelles données dans leur comportement reproducteur. Selon Grieser *et al.* (2001), il est peu probable que, à la suite d'un accroissement de la mortalité due au SIDA, les stratégies de remplacement et d'assurance soient adoptées. En effet au Zimbabwe, les personnes interrogées ont mis en avant le désir d'avoir un nombre suffisant d'enfants en bonne santé sans pour cela remettre en cause leur propre santé. Il ressort de cette étude que les décisions en matière de reproduction sont lourdement influencées par les conditions économiques, la peur de la transmission du virus VIH et enfin par les soucis provoqués par la prise en charge des orphelins du SIDA. Cependant, il semble que la relation entre la mortalité et la fécondité est, dans ce contexte particulier, assez ambiguë. Si la peur de contracter la maladie peut jouer en faveur d'une plus grande précocité en matière de reproduction, la connaissance de son statut de personne atteinte par le virus, par exemple par le biais de l'expérience de la mortalité de ses enfants durant les cinq premières années de leur vie, constitue un motif pour interrompre la fécondité. Cependant, dans la grande majorité des cas les personnes ne connaissant pas leur statut vis-à-vis du virus VIH, il est bien difficile de prévoir, de manière individuelle, l'importance qu'aura la mortalité sur les comportements reproducteurs. Dans quelle mesure cette situation peut-elle être transposable au contexte tanzanien ? En effet, le taux de prévalence du VIH dans la population adulte tanzanienne est loin d'atteindre le niveau enregistré au Zimbabwe, il est respectivement de 8,21% et de 21,52% (United Nations, 1999b). De même, l'impact du SIDA sur les conditions de mortalité est loin d'être comparable, puisque l'espérance de vie, entre 1995 et 2000, a reculé de 19,4 ans au Zimbabwe contre seulement 9,2 ans en Tanzanie (United Nations, 1999b).



## CHAPITRE 4

### **MORTALITÉ DES ENFANTS ET PRÉFÉRENCE DE FÉCONDITÉ :** **UNE ANALYSE MULTI-NIVEAUX**

Cet article est présentement soumis pour publication.

#### 4.1 INTRODUCTION

Dans le cadre de la transition démographique, il existe un décalage entre le déclin séculaire de la mortalité et la baisse de la fécondité. Le laps de temps écoulé entre ces deux changements est conditionnel à la perception individuelle de la réduction de la mortalité. La question qui se pose dès lors est de savoir comment se forment les perceptions des risques de décéder. Selon Montgomery (1998), la perception du risque de décéder est principalement fondée sur l'expérience individuelle durant l'enfance et l'adolescence. Ainsi, la perception du risque de décéder peut être liée à la fréquence et au moment où survient le décès.

Avant de se traduire en changement des comportements reproducteurs, la perception de la diminution de la mortalité devrait d'abord influencer sur les désirs individuels de fécondité puis sur les intentions. La notion de désir de fécondité fait référence à des préférences ou tendances en matière de nombre d'enfants souhaités et ce désir ne se concrétisera en comportement reproducteur que par l'intermédiaire des intentions (Miller, 1992). Les résultats des études de Bankole (1995) et Thomson (1997) démontrent que les désirs de fécondité des deux partenaires sont de puissants facteurs de prédiction du comportement reproducteur du couple.

En général, les études portant sur la relation entre la mortalité et la fécondité sont abordées du point de vue individuel, le plus souvent celui de la femme (Cantrelle et Léridon, 1971; Bocquier, 1991; Grummer-Strawn, Stupp et Mei, 1998; Kuate Defo, 1998a). Cependant, les désirs de fécondité et ultérieurement leur réalisation se situent à l'intérieur d'un couple où coexistent, entre autres choses, deux expériences différentes, des désirs similaires ou opposés, des valeurs communes ou non. Dans ces conditions, les études basées sur l'un des membres du couple ne semblent pas appropriées pour représenter la dynamique du couple.

L'objectif de cet article sera d'une part de tester l'impact de l'expérience de la mortalité des enfants sur les désirs de fécondité et d'autre part, de mettre l'accent sur une analyse au niveau du couple plutôt qu'au niveau individuel.

#### 4.2 CADRE CONCEPTUEL

La relation entre la mortalité des enfants et le désir de fécondité peut être appréhendée de façon générale sous la forme d'un processus psychologique, débutant au moment de l'enfance et de l'adolescence et se poursuivant à l'âge adulte.

L'expérience et les caractéristiques de chaque individu pour ces deux périodes d'observation sont les principales composantes intervenant dans cette relation. L'expérience de la mortalité de la fratrie durant l'enfance et l'adolescence forme, en quelque sorte, la première représentation individuelle du risque de décéder (Montgomery, 1999), alors que le nombre total des membres de la fratrie fournit un premier repère quant aux normes et valeurs attachées à la famille. Selon Montgomery (1999), la prise de conscience par l'enfant de la connaissance des risques de mortalité se produit par le biais du récit des adultes à propos de l'histoire familiale et des décès qui la jalonnent, notamment ceux survenant durant la petite enfance. Selon ce même auteur, la connaissance sociale qui en résulte au moment du passage entre l'adolescence et l'âge adulte conduit probablement l'individu à avoir une

représentation exagérée des niveaux de mortalité. Dans ce contexte, la notion de réseau, en particulier les liens familiaux, semble avoir une relative importance dans la formation des perceptions individuelles des risques de mortalité.

Ces représentations initiales peuvent être modifiées par les événements se produisant durant la période adulte par le biais de trois facteurs principaux. Ils sont d'une part la survie ou non de sa propre progéniture, et d'autre part l'éducation et l'exposition à l'information en matière de santé. Une personne pourra relativiser sa représentation des risques de mortalité si l'expérience de mortalité de ses propres enfants diffère de celle des membres de sa fratrie durant leur jeunesse. Dans ce contexte, il peut se produire un réajustement des perceptions des risques de décéder où les niveaux sont corrigés à la baisse. Lorsque la survie des enfants devient plus probable, de nouvelles formes de prise de décision peuvent émerger laissant présager de nouveaux comportements en matière de reproduction, notamment le contrôle de la taille de la famille (Lloyd et Ivanov, 1988). Par contre, la survenance de décès au sein de sa propre descendance peut biaiser la représentation individuelle des risques de mortalité. Dans ce contexte, l'hypothèse d'une réduction des niveaux de mortalité est peu envisageable par l'individu et son désir d'enfants devrait ne pas être satisfait.

Cependant, l'éducation et l'accès à l'information en matière de santé peuvent avoir un effet médiateur dans la relation entre la mortalité et les désirs de fécondité. En permettant l'assimilation des connaissances et des qualifications, l'éducation favorise l'émergence de nouveaux comportements en matière d'utilisation des soins de santé, que ce soit pour l'adoption d'une méthode de limitation des naissances ou pour les soins à apporter aux enfants (Ewbank et Preston, 1990).

L'éducation fournit en outre une meilleure compréhension de l'information diffusée sur les changements dans la mortalité par les personnes qui maîtrisent le domaine. Par ailleurs, les médias tels que la radio peuvent être de bons supports pour diffuser des émissions de divertissement à buts éducatifs. Ce genre de stratégie

cherche à faire prendre conscience aux individus qu'ils peuvent contrôler certains événements de leur vie et, les messages contenus dans ces émissions doivent susciter des changements dans les comportements des auditeurs (Rogers *et al.*, 1999).

L'opérationnalisation du processus général, décrit ci-dessus pour un individu, se complexifiera en prenant en compte le parcours des deux personnes constituant le couple. L'homogénéité ou l'hétérogénéité des expériences et des caractéristiques au sein du couple peuvent-elles faciliter la diffusion de nouveaux points de vue sur les risques de mortalité et ainsi provoquer des changements dans les désirs de fécondité ? Les comportements et les préférences des couples en matière de fécondité peuvent également être dans une certaine mesure déterminés par les valeurs et les normes communes à chaque groupe socioculturel.

#### 4.3 DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

##### 4.3.1 Données

Cette étude est basée sur l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) menée en Tanzanie entre juillet et novembre 1996. Outre les informations recueillies sur l'histoire génésique des femmes et des hommes ainsi que leurs caractéristiques au moment de l'enquête, les modules relatifs aux préférences en matière de fécondité et à la mortalité maternelle nous fournissent des renseignements supplémentaires sur l'expérience de la mortalité de la fratrie des répondants ainsi que sur leurs désirs de fécondité. De plus, le questionnaire ménage nous permet d'obtenir des données sur les caractéristiques du ménage dans lequel évolue le couple.

Sur un nombre total de 10376 personnes enquêtées, dont 8120 femmes et 2256 hommes, 1088 couples ont été dénombrés. Certains couples ont été exclus de l'échantillon final parce que leur trajectoire familiale et/ou certaines de leurs caractéristiques pouvaient engendrer des problèmes lors de l'analyse. Ainsi, les unions

qui n'étaient pas des unions survivantes, c'est-à-dire qu'il s'agissait au moins d'une union de second rang du point de vue féminin, n'ont pas été retenues puisque nous ne disposions d'aucune information relativement à la durée de leur union. En outre, les couples, pour qui l'un des partenaires était enfant unique, n'ont pas été inclus dans l'échantillon parce qu'il était impossible de leur imputer une expérience de la mortalité durant leur enfance. De plus, les couples au sein desquelles la femme était âgée de 45 ans et plus au moment de l'enquête ont été écartés parce que cette dernière avait tendance à déplacer ou omettre certains événements tels que des naissances (Gage, 1995). Enfin, les couples dont la femme était enceinte ou stérile, suite à une intervention chirurgicale volontaire, au moment de l'enquête ont été exclus car ces cas posent des problèmes pour la définition de la variable de désir de fécondité. Ainsi, l'échantillon final soumis à l'analyse est donc constitué de 672 couples.

#### 4.3.2 Les variables stratégiques de l'analyse

Dans cette section, nous allons présenter successivement l'ensemble des variables introduites dans l'étude. En premier lieu, le désir individuel de fécondité a été construit en comparant la taille idéale de la famille déclarée par les répondants au nombre d'enfants déjà nés au sein du couple au moment de l'enquête. L'estimation de la demande ultérieure de fécondité par l'intermédiaire de la taille idéale de la famille peut être biaisée pour un certain nombre de raisons. Pour Bongaarts (1990) quatre causes peuvent être avancées dans le fait que la taille idéale de la famille surestime la fécondité réellement désirée. D'abord, les femmes qui ont eu des naissances non désirées peuvent ajuster à la hausse leur taille idéale de la famille, qui sera alors proche du nombre d'enfants nés au moment de l'enquête. Ce comportement a été dénommé par le vocable de rationalisation ex-post. Ensuite, la limitation involontaire de la fécondité résultant de l'infertilité, de la rupture des unions et du célibat représentent des contraintes importantes sur la fécondité. De plus, les conditions socio-économiques, sanitaires peuvent également conduire les femmes à ne plus vouloir d'enfants même si elles n'ont pas encore atteint leur taille idéale de la famille. Et

enfin, le quatrième argument mis en avant par l'auteur correspond aux changements intervenant dans le calendrier de la fécondité. Ainsi, un accroissement de l'âge à la première naissance ou un espacement entre naissances plus grand devrait réduire la fécondité indépendamment du niveau de la taille désirée de la famille. Dans le cadre de cette étude, la rationalisation et la limitation volontaire de la fécondité représentent potentiellement des sources de biais pouvant surestimer le désir d'enfant supplémentaire. Pour tenir compte des naissances non désirées Bongaarts (1990) a développé un autre indicateur, le taux de fécondité voulue, comme mesure de la demande de fécondité. Dans le cas tanzanien, cet indicateur est inférieur de 12% au taux de fécondité générale estimé au moment de l'enquête de 1996, soit une estimation de 5,1 enfants par femme contre 5,8 réellement constatée. Lorsque les naissances non souhaitées ont été éliminées, le taux de fécondité générale est compatible avec la taille idéale de la famille déclarée, 5,5 enfants pour les femmes et 5,9 enfant pour les hommes (Macro International, 1997). La variable du désir d'enfant supplémentaire à l'intérieur du couple prend la valeur 1 lorsque l'un ou les deux conjoints souhaitent une ou des naissances additionnelles et la valeur 0 autrement.

Ensuite, la variable de l'expérience de mortalité de la fratrie fait référence, d'une part à l'exposition du répondant au décès des membres de sa fratrie, et d'autre part à la confrontation de ces deux expériences au sein du couple.

Nous avons d'abord distingué les personnes dont certains de leurs frères ou sœurs n'avaient pas survécu à la période de l'enfance et de l'adolescence, c'est-à-dire que le décès s'était produit entre 0 et 14 ans inclusivement. Puis, parmi l'ensemble de ces décès nous n'avons retenu que ceux se produisant avant l'entrée du répondant à l'âge adulte, à savoir avant son 15<sup>ème</sup> anniversaire. Sur cette base, les individus n'ayant eu à faire face à aucun décès des membres de leur fratrie ont été différenciés des autres personnes.

La variable de mortalité de la fratrie au niveau du couple fait référence à quatre catégories où chacune d'elles représente la similitude ou non de l'expérience au sein de l'union. Ainsi, nous avons distingué les couples dont aucun des deux partenaires n'avait été exposé au décès de certains membres de leur fratrie, de ceux où seule la femme avait été exposée au décès de certains membres de sa fratrie, de ceux où seul l'homme avait été exposé au décès de certains membres de sa fratrie et de ceux où les deux partenaires avaient été exposés au décès de certains membres de leur fratrie.

L'appréhension initiale du risque de mortalité, acquise en partie par le biais de l'expérience durant l'enfance et l'adolescence, peut être influencée par les événements qui se produisent durant la vie adulte. Ainsi, la survie ou non des enfants du couple, l'éducation, tant au niveau du couple qu'au niveau du ménage, et l'exposition aux diverses sources d'information peuvent renforcer ou non les représentations originales.

La variable relative à l'expérience de la mortalité des enfants du couple est une variable discrète qui est égale à la différence entre le nombre d'enfants déjà nés et le nombre d'enfants survivants au moment de l'enquête. Par ailleurs, en présupposant que la relation entre l'expérience de la mortalité de la descendance du couple et son désir d'enfants supplémentaires n'est pas linéaire, nous avons également ajouté le terme quadratique de la variable précédemment décrite à savoir, le nombre de décès élevé au carré. Le désir pour une ou des naissances additionnelles devrait être d'autant plus élevé que le nombre de décès dans la progéniture s'accroît si le couple a un objectif en matière de nombre d'enfants survivants.

Dans cette étude, les personnes n'ayant aucune ou peu d'éducation (scolarité primaire non complétée) ont été distinguées de celles ayant achevé leur formation primaire ou ayant fréquenté un établissement secondaire ou universitaire. Au niveau du couple, la variable d'éducation est une variable polytomique de quatre catégories : les deux partenaires n'ont aucune éducation, femme éduquée/homme sans éducation, femme sans éducation/homme éduqué, les deux partenaires sont éduqués. Nous

supposons que l'éducation peut avoir un effet médiateur sur la relation entre la mortalité et le désir ultérieur de fécondité et qu'elle peut par ailleurs influencer directement la formation de la famille.

La variable d'éducation au niveau du ménage correspond au rapport entre le nombre total de personnes âgées de 14 ans et plus ayant au moins complété leur scolarité primaire et le nombre total de personnes âgées de 14 ans et plus. La coupure à l'âge de 14 ans a été motivée par le fait que l'éducation primaire en Tanzanie s'adresse à tous les enfants âgés de 7 à 13 ans et qu'il est par conséquent peu probable que le niveau d'éducation retenu pour l'analyse soit acquis avant cet âge limite (Chamungwana, 1999).

La variable relative à l'exposition à l'information fait référence à l'écoute de l'émission de divertissement éducative "Twende na Wakati", très populaire en Tanzanie. Le titre de l'émission qui signifie "soyons modernes" et plus implicitement "contrôlons nos vies" met l'accent sur la communication dans le couple au sujet de la taille idéale de la famille et de l'utilisation du planning familial par exemple, et aborde également le thème du SIDA. En rejoignant un large auditoire, en particulier les moins éduqués et les hommes à faible revenu, cette émission peut modifier les préférences du couple en matière de fécondité (Rogers *et al.*, 1999). La variable d'exposition à l'information est une variable polytomique avec les catégories suivantes : les deux partenaires n'écoutent pas l'émission, seule la femme l'écoute, seul l'homme l'écoute, les deux partenaires écoutent l'émission.

Nous avons également introduit dans cette étude un certain nombre de variables de contrôle relevant de trois niveaux d'observation, à savoir celui du couple, du ménage et de l'environnement. Deux types de variables ont été pris en compte, celles pouvant renforcer ou non de forts liens avec le réseau ainsi que des variables socioculturelles et contextuelles.



Dans le premier groupe, nous retrouvons les variables relatives à la taille de la fratrie durant l'enfance du répondant et la parité atteinte du couple à l'enquête. Dans cette étude, les individus issus d'une famille où le nombre d'enfants était inférieur ou égal à sept ont été distingués de ceux dont la fratrie était composée au minimum de huit individus. Cette variable construite au niveau du couple fait donc référence à quatre catégories : les deux conjoints sont issus d'une fratrie de sept enfants ou moins, seule la femme est issue d'une fratrie de sept enfants ou moins, seul l'homme est issu d'une fratrie de sept enfants ou moins, les deux conjoints sont issus d'une fratrie d'au moins huit enfants. Nous supposons que plus le nombre des membres de la fratrie durant l'enfance est important et plus le désir ultérieur pour des enfants supplémentaires pourra être élevé.

Durant la période adulte, l'expérience de la mortalité de la progéniture du couple de même que ses désirs de fécondité peuvent être influencés par le nombre d'enfants déjà nés au moment de l'enquête. Nous supposons que le désir d'enfants supplémentaires sera d'autant moins satisfait que le couple aura eu peu d'enfant au moment de l'enquête. En outre, la probabilité d'expérimenter le décès de ses propres enfants sera d'autant plus forte que le nombre d'enfants déjà nés sera conséquent, augmentant par-là même le désir de naissances additionnelles. Ainsi, nous avons pris en considération le nombre d'enfants déjà nés ainsi que son terme quadratique dans notre analyse.

La résidence à l'enquête, le type d'union, la religion, le statut socio-économique du ménage et le climat représentent le second groupe de variables pouvant influencer sur le désir de fécondité. D'abord, les couples installés en zone rurale ont été distingués de ceux habitant la ville dans la mesure où l'on s'attend à ce que les normes et les valeurs quant à la famille, au désir d'enfants soient plus traditionnelles dans le premier cas. En général, la ville est associée à des comportements plus "modernes" en matière de fécondité. Ensuite, les unions polygames ont été distinguées des autres unions. Randall et Legrand (2000) ont montré que la polygamie

dans un couple permettait, d'une part, à la femme de limiter sa fécondité, par exemple pour raison de santé, et, d'autre part, permettait à l'homme d'atteindre le nombre d'enfants qu'il jugeait suffisant. Nous supposons que cette caractéristique devrait être associée à un désir d'enfants supplémentaires. En outre, nous avons introduit un contrôle pour la religion du couple dans la mesure où l'appartenance ou non à une même confession peut se traduire différemment sur les désirs de fécondité ultérieure. La variable de religion fait donc la distinction entre les couples dont l'affiliation religieuse est identique, tant pour les communautés musulmanes que chrétiennes, et les couples où la religion est traditionnelle et/ou il y a une hétérogénéité au niveau de celle-ci.

Enfin, deux autres variables, relevant du contexte, ont été ajoutées à notre analyse. La variable de statut socio-économique<sup>18</sup> est une variable continue, élaborée au niveau du ménage où réside le couple. L'aisance économique plus ou moins importante peut avoir des répercussions sur l'exposition à l'information, par le biais de la possession d'une radio par exemple et interférer ainsi dans les changements ou non pour le désir d'enfants supplémentaires. La variable de climat, quant à elle, distingue les zones géographiques à faible pluviométrie, de celles à pluviométrie moyenne ainsi que de celles à pluviométrie élevée. Dans la mesure où les pratiques agricoles et la disponibilité de nourriture ainsi que la présence ou non de certaines maladies, telles que le paludisme, sont influencées par le niveau des précipitations, nous avons donc introduit un contrôle pour cette dernière variable (Devenne, 1999). Le tableau XVIII présente la répartition des couples selon ces diverses caractéristiques.

---

<sup>18</sup> La construction de la variable du statut socio-économique du ménage s'inspire de la méthode développée par LeGrand et Barbieri (1997). Il s'agit d'une variable composite regroupant différentes caractéristiques de l'habitation telles que la principale source d'eau potable, le principal matériel du sol de l'habitation, la possession de l'électricité, le type de toilette et le nombre de pièces pour dormir ainsi que la possession de biens de consommation (réfrigérateur, radio, télévision, vélo, moto et voiture). La valeur de cet indicateur continu varie de 0 à 6 où 0 constitue le plus bas niveau de richesse et 6 le plus élevé.

**Tableau XVIII - Caractéristiques démographiques et socio-économiques des couples, Tanzanie, EDS 1996**

Variables	Répartition en %
<b>Désir d'enfants supplémentaires</b>	
Oui	87,65
Non	12,35
<b>Expérience de décès dans la fratrie</b>	
Pas de décès pour les deux partenaires*	37,35
Décès dans la fratrie de la femme seulement	23,96
Décès dans la fratrie de l'homme seulement	24,26
Décès dans la fratrie des deux partenaires	14,43
<b>Composition de la fratrie des membres du couple</b>	
Fratrie de 1-6 membres pour les deux partenaires*	34,23
Femme : 1-6 / Homme : 7 et plus	22,62
Femme : 7 et plus / Homme : 1-6	22,17
Fratrie de 7 membres et plus pour les deux partenaires	20,98
<b>Taille de la famille à l'enquête**</b>	
0-1 enfant	30,81
2-3 enfants	32,74
4 enfants et plus	36,45
<b>Survie des enfants du couple**</b>	
0 décès	63,24
1 décès	23,21
2 décès et plus	13,54
<b>Éducation du couple</b>	
Les deux partenaires n'ont pas d'éducation*	23,66
Seule la femme est éduquée	10,57
Seul l'homme est éduqué	18,30
Les deux partenaires sont éduqués	47,47
<b>" Twende na Wakati "</b>	
Aucun des deux partenaires n'écoute l'émission*	45,83
Seule la femme écoute l'émission	8,48
Seul l'homme écoute l'émission	24,55
Les deux partenaires écoutent l'émission	20,68
<b>Polygamie</b>	
Oui	17,56
Non*	81,70
<b>Résidence</b>	
Urbaine	25,45
Rurale*	74,55
<b>Religion</b>	
Les deux partenaires sont de confession musulmane	31,85
Les deux partenaires sont de confession chrétienne*	51,93
Les deux partenaires sont de confession traditionnelle ou n'ont pas la même affiliation religieuse	15,62
<b>Pourcentage d'éducation moyenne dans le ménage**</b>	58,17
<b>Statut socio-économique moyen**</b>	1,75
<b>Pluviométrie</b>	
<800 mm	24,85
800-1000 mm*	24,85
>1000 mm	50,30
<b>Nombre totale de couples</b>	672

Notes : \*catégories de référence dans l'analyse statistique  
\*\*variable continue

#### 4.3.3 Méthodologie

Des régressions logistiques multi-niveaux ont été estimées pour étudier l'impact de l'expérience de la mortalité durant l'enfance et l'adolescence des conjoints

ainsi que l'expérience de la mortalité à l'âge adulte sur leurs désirs ultérieurs de fécondité puisque la variable dépendante est de forme binaire. Les résultats de ces dernières ont par ailleurs été comparés à ceux des régressions logistiques classiques, présentés sous la forme de coefficients, afin de mesurer les écarts entre les deux types d'analyse.

L'analyse classique des données hiérarchiques fait appel aux méthodes d'agrégation et de désagrégation. Dans le premier cas, les caractéristiques définies à un niveau agrégé, tel que la valeur moyenne des caractéristiques d'une sous-population, permettent d'expliquer un comportement individuel (Courgeau et Baccaïni, 1997). Cependant, ce processus peut aboutir à " l'erreur écologique " où une corrélation entre des variables au niveau macro ne peut être utilisée pour raisonner au niveau micro (Robinson, 1950).

Dans le second cas, le comportement que l'on cherche à expliquer est associé à des caractéristiques mesurées au niveau micro ainsi que d'autres relevant du niveau macro. Dans le cas des régressions classique, cette approche ne semble pas satisfaisante parce que les erreurs résiduelles pour les individus relevant du même contexte sont potentiellement corrélées, ce qui va à l'encontre de l'hypothèse d'indépendance entre les termes d'erreur sur laquelle sont fondés les écarts type et les tests de significativité (Duncan, Jones et Moon, 1997).

L'analyse multi-niveaux permet de pratiquer une analyse des composantes de la variance en séparant les effets aléatoires de chacun des niveaux d'observation qui constituent la variance globale (DiPrete et Forristal, 1994). Comparativement aux méthodes classiques de régression, l'approche multi-niveaux permet d'introduire dans le modèle la variance non expliquée par les variables indépendantes et de la répartir entre les différents niveaux d'observation, de même que de calculer le pourcentage de la variance expliquée par l'introduction des variables indépendantes pour chacun des niveaux. En outre, cette méthode permet d'estimer des coefficients statistiquement

efficaces et les écarts type ainsi que les seuils de significativité sont corrects. Ces deux derniers sont en général plus “ conservateurs ” que ceux estimés par les méthodes classiques de régression.

Malgré ces avantages, l'utilisation de l'approche multi-niveaux ne se fait pas sans problèmes. La taille de l'échantillon soumis à l'analyse constitue sans doute la limite la plus sérieuse à l'application d'une telle méthode. Selon Goldstein (1999), le nombre d'unités observées au niveau de plus bas de la hiérarchie peut affecter la précision des estimations des paramètres fixes et aléatoires. Plusieurs études réalisées dans le domaine des sciences de l'éducation peuvent servir de référence en la matière. Le nombre minimal d'observations suggéré par ces dernières diverge quelque peu. En effet, dans le cadre d'une analyse basée sur deux niveaux d'observation, Paterson et Goldstein (1992) ont suggéré un nombre minimum de 25 unités dans chacun des 25 groupes constituant le deuxième niveau de la hiérarchie, alors que pour Bryk et Raudenbush (1992), ces chiffres devraient être de 60 unités de niveau un et de 160 unités de niveau deux. Par contre, Snijders et Bosker (1993) suggèrent que 11 unités parmi les groupes de niveau deux constituent le nombre minimal d'observation.

La sélection des ménages enquêtés lors de l'EDS menée en Tanzanie en 1996 résulte d'un processus en trois étapes. Le recensement de la population de 1988 a fourni une liste des circonscriptions hiérarchisées par régions, au nombre de vingt, et par zones de résidence. Au total, 357 zones ont été sélectionnées dont 95 en milieu urbain et 262 en zone rurale. Des listes de ménages ont ensuite été préparées pour les zones retenues et les ménages enquêtés ont été sélectionnés à partir de ces listes (Ngallaba *et al.*, 1993).

Le design de l'enquête conduit à l'établissement de communautés statistiques disséminées un peu partout sur le territoire tanzanien. De ce fait, il devrait exister une hétérogénéité socioculturelle et environnementale importante entre les diverses grappes. Cependant, le comportement du couple, tout en étant affecté par ses propres

caractéristiques, peut également être influencé par des contraintes, tant socioculturelles que physiques, sous-jacentes à la communauté d'où le couple est issu. En effet, les études de Princeton ont mis en exergue l'importance du rôle de l'ethnie et de la langue lors des transitions de la fécondité en Europe (Coale et Watkins, 1986). La prise en compte de communautés d'un niveau supérieur aux grappes statistiques peut conduire à une réduction de la variabilité associée aux grappes. Nous avons construit des communautés socioculturelles homogènes afin de savoir s'il existe des différences significatives dans les désirs ultérieurs de fécondité selon l'expérience de la mortalité et la communauté.

À partir de la base de données, nous avons construit 17 communautés socioculturelles où le nombre de couples variait de 7 à 105. La population tanzanienne résidant principalement en zone rurale, nous avons d'abord distingué Dar es Salaam, la capitale économique, des autres six régions : la côte, les montagnes du nord et du sud, le lac Victoria, le centre et le sud. Ensuite, les personnes qui partagent le même environnement géographique, la même langue, ont plus de chance de partager un ensemble de conventions et le fait d'appartenir à cet ensemble peut modifier la relation entre la mortalité et de désir pour d'autres enfants. Bien que le swahili soit parlé par la majorité des tanzaniens, les personnes ont généralement comme langue maternelle une langue locale. Parmi les diverses régions du pays, seule la zone des montagnes du nord se distingue des autres provinces par la multiplicité de l'affiliation linguistique. Alors que dans le reste du pays, les langues sont d'origine bantoue, on retrouve dans cette zone en plus des langues bantoues celles d'origine afro-asiatique (mbulu, wasi), nilo-saharienne (masaï, luo) ou bien encore khoisan (sandawe). Pour les provinces du Kilimanjaro et de Arusha, constituant l'ensemble montagneux du nord du pays, nous avons donc distingué les personnes dont l'affiliation linguistique était d'origine bantoue des autres cas possibles. Enfin, nous avons subdivisé ces divers groupes en sous-ensembles selon l'appartenance religieuse. Nous avons distingué, lorsque le nombre de cas le permettait, les personnes dont la confession se référait à l'islam, à la chrétienté ou à une toute autre religion. Dans certains cas (petit nombre

d'unité), nous avons procédé à des rapprochements entre les religions musulmane et traditionnelle.

Par la suite, nous avons comparé au sein du couple l'appartenance ou non à la même communauté et, dans seulement 8,5% des cas la communauté d'origine divergeait entre les deux conjoints. Pour définir l'appartenance à une communauté socioculturelle spécifique, nous n'avons donc pas tenu compte des possibles divergences entre les deux conjoints et nous avons choisi d'ordonner arbitrairement les informations sur la base de la communauté de la femme.

#### 4.4 RÉSULTATS

##### 4.4.1 Le cas des communautés statistiques

Le tableau XIX montre les effets de l'expérience de la mortalité au sein du couple sur son désir d'enfants supplémentaires lorsque les données sont structurées selon les grappes statistiques et les couples. Le modèle 1 montre que l'expérience de la mortalité durant l'enfance et l'adolescence a un effet différentiel sur le désir de fécondité ultérieure. Lorsque l'événement décès survient uniquement dans la fratrie de la femme, le désir pour d'autres enfants est plus fort que lorsque ce phénomène se produit seulement pour le conjoint. L'expérience de la mortalité est alors associée significativement à une réduction du désir ultérieur de fécondité. Comment cette même expérience peut-elle avoir un effet radicalement différent selon que l'on est une femme ou un homme ? Est-ce parce qu'elle donne naissance que l'expérience de la femme en matière de mortalité des membres de sa fratrie a un impact plus important sur le désir d'enfants supplémentaires comparativement à l'homme ? Le meilleur statut que peut lui procurer la venue des enfants peut-il être un des éléments favorisant ce désir de fécondité ? Dans la mesure où, comme par exemple dans le nord de la Tanzanie, les femmes, contrairement aux hommes, prennent part à l'ensemble des activités agricoles familiales, l'aide que peuvent leur apporter leurs enfants n'est pas

négligeable (Polomack, 1997). Leur main d'œuvre est notamment utilisée pour l'approvisionnement du bétail en fourrage, mais également pour la traite et le nettoyage des étables et des animaux (Polomack, 1997). Par contre, dans un contexte d'accroissement démographique et de développement des cultures de rente, un nombre élevé d'enfants pourrait inciter les hommes à en vouloir moins puisqu'une famille nombreuse conduit à la réduction de la taille des exploitations (Raison, 1997). Les devoirs et les rôles attribués à chaque sexe peuvent-ils être à la source de cet effet différentiel de l'expérience de la mortalité sur les désirs ultérieurs de fécondité ?

Les effets de l'expérience de la mortalité des membres de la fratrie sur le désir subséquent pour d'autres enfants perdurent après avoir contrôlé pour l'expérience de la mortalité de la progéniture du couple ainsi que pour le nombre d'enfants déjà nés au moment de l'enquête, la résidence, le type d'union et la religion (modèle 2). Les coefficients estimés étant très peu modifiés, ceci suggérerait que l'expérience de survie des enfants du couple ne modifie pas significativement la relation entre l'expérience de la mortalité durant l'enfance et l'adolescence et le désir de fécondité ultérieure. Cependant, à la suite de l'introduction du contrôle pour le nombre d'enfants déjà nés à l'enquête, la variable relative à l'expérience de la mortalité de l'homme n'est plus significativement associée au désir de fécondité ultérieure du couple.

En contrôlant pour l'éducation et l'exposition à l'information du couple, la relation entre l'expérience de la mortalité dans la fratrie des deux conjoints sur le désir subséquent de fécondité est modifiée (modèle 3). Après avoir intégré ces deux facteurs, seule l'expérience de la mortalité du conjoint reste significativement associée à la réduction de la fécondité ultérieure. La valeur du coefficient associée à l'expérience de la mortalité chez la femme, même si elle est encore positive, est réduite (0,89 contre 0,57) alors que la quantité liée à l'expérience de l'homme est amplifiée. Dans le premier cas, l'exposition à l'information, sous quelque forme que ce soit, modère la relation entre l'expérience de la mortalité et le désir de fécondité



**Tableau XIX - Résultats des régressions logistiques multi-niveaux et classique portant sur la probabilité de désirer une ou des naissances additionnelles, Grappes statistiques, Tanzanie, EDS 1996**

	Modèles de régressions logistiques multi-niveaux								Logistique simple	Nombre de cas (moyenne)	Distribution Fréquence (%)		
	1		2		3		4					Coefficients	Écartis-type
	Coefficients	Écartis-type	Coefficients	Écartis-type	Coefficients	Écartis-type	Coefficients	Écartis-type					
<b>Effets fixes</b>													
Constante	1,890***	0,230	7,347***	0,987	9,910***	1,079	10,691***	1,125	10,335***	1,470			
<i>Variables du couple :</i>													
Aucun décès dans la fratrie des deux conjoints	0,859**	0,405	0,892**	0,421	0,570	0,407	0,588	0,392	1,020*	0,522	246		
Décès dans la fratrie de la femme	-0,613**	0,296	-0,544	0,347	-0,777**	0,343	-0,698**	0,332	-0,735*	0,412	157		
Décès dans la fratrie de l'homme	0,048	0,403	0,005	0,431	-0,067	0,428	-0,019	0,415	0,067	0,518	160		
Décès dans la fratrie des deux conjoints											97		
Fratrie ≤ 6 membres pour les deux conjoints	-0,243	0,322	-0,150	0,365	-0,042	0,366	-0,101	0,359	0,104	0,437	229		
Fratrie ≤ 6 membres pour la femme	0,290	0,330	0,163	0,384	0,318	0,391	0,258	0,379	0,448	0,438	147		
Fratrie ≤ 6 membres pour l'homme	0,626	0,402	0,627	0,455	0,780*	0,452	0,607	0,438	1,348**	0,559	147		
Fratrie > 7 membres pour les deux conjoints											136		
Nombre d'enfants déjà nés	-1,476***	0,298	-1,701***	0,297	-1,782***	0,286	-1,782***	0,286	-1,771***	0,388	(3,63)		
Terme quadratique	0,060**	0,023	0,062**	0,022	0,068**	0,021	0,068**	0,021	0,065**	0,029	(0,58)		
Nombre de décès parmi la progéniture	0,103	0,294	-0,106	0,304	-0,106	0,299	-0,106	0,299	-0,032	0,359			
Terme quadratique	0,027	0,072	0,027	0,076	0,054	0,076	0,060	0,076	0,069	0,088			
Les deux conjoints n'ont pas d'éducation											155		
Seule la femme est éduquée											71		
Seul l'homme est éduqué											121		
Les deux conjoints sont éduqués											312		
Aucun des deux conjoints n'est exposé à l'information											306		
Seule la femme est exposée à l'information											54		
Seul l'homme est exposé à l'information											163		
Les deux conjoints sont exposés à l'information											136		
Résidence rurale											494		
Résidence urbaine	-1,285**	0,402	-1,025**	0,455	-0,857*	0,474	-0,857*	0,474	-1,046**	0,446	165		
Union monogame											541		
Union polygame	0,214	0,353	0,237	0,345	0,210	0,334	0,210	0,334	0,398	0,415	118		
Religion chrétienne											345		
Religion différente ou traditionnelle	0,851*	0,437	0,225	0,436	0,016	0,432	0,016	0,432	0,531	0,534	104		
Religion musulmane	1,179**	0,374	0,958**	0,389	0,838**	0,384	0,838**	0,384	1,145**	0,432	210		

**Tableau XIX (suite) - Résultat des régressions logistiques multi-niveaux et classique portant sur la probabilité de désirer une ou des naissances additionnelles, Grappes statistiques, Tanzanie, 1996**

	Modèles de régression logistiques multi-niveaux								Nombre de cas	Distribution Fréquence (%)
	1		2		3		4			
	Coefficients	Écart-type	Coefficients	Écart-type	Coefficients	Écart-type	Coefficients	Écart-type		
<b>Effets fixes (suite)</b>										
<i>Variables de ménage :</i>										
% de personnes éduquées			-1,093	0,697						
Statut socio-économique			0,020	0,133						
<i>Variables contextuelles :</i>										
<800 mm			0,001	0,545						
800-1000 mm			-	-						
>1000mm			-0,587	0,455						
<b>Effets aléatoires</b>										
Variance de la constante entre les grappes	0,133	0,349	1,552***	0,474	3,548***	0,627	4,337***	0,680		
Variance de la constante entre les couples	0,992***	0,065	0,641***	0,041	0,428***	0,028	0,357***	0,023		
Déviance			1323,099		1724,179		1869,319			
Total									659	100,00

**Effets fixes (suite)**

*Variables de ménage :*

% de personnes éduquées

Statut socio-économique

*Variables contextuelles :*

<800 mm

800-1000 mm

>1000mm

**Effets aléatoires**

Variance de la constante entre les grappes

Variance de la constante entre les couples

Déviance

Total

ultérieur alors que dans le second, elle l'accroît. L'éducation ainsi que l'exposition à l'information, et plus particulièrement la première, semblent donc jouer un rôle médiateur important, contrebalançant les effets de la mortalité durant l'enfance. De plus, l'ajout des variables relatives à l'éducation et à l'exposition de l'information modifie l'ampleur et la significativité de l'effet de la religion sur le désir d'enfants supplémentaires dans le couple. Ainsi, seule la religion musulmane des deux partenaires reste associée à un désir ultérieur de fécondité.

Enfin, après avoir contrôlé pour les caractéristiques du ménage et le contexte, les effets associés à l'impact de l'expérience de la mortalité sur le désir de fécondité ultérieure restent sensiblement les mêmes (modèle 4).

Outre la mortalité de la fratrie durant l'enfance, le nombre d'enfants déjà nés à l'enquête, la résidence, la religion et l'éducation sont significativement associées au désir d'enfants supplémentaires (modèle 3). Lorsque le nombre d'enfants s'accroît, le désir ultérieur de fécondité évolue en sens inverse, ce qui va dans le sens attendu. De plus, la résidence urbaine est également liée à une réduction du désir d'enfant. La religion musulmane est reliée à une augmentation du désir pour d'autres enfants. L'éducation est elle-même significativement reliée au désir de fécondité et son impact va dans le sens présumé à savoir, une réduction du désir pour une naissance additionnelle. Cet effet est par ailleurs plus important lorsque seule la femme est éduquée comparativement à un couple où les deux partenaires ont une éducation primaire ou plus. Dans ce modèle, lorsque les deux conjoints sont issus d'une fratrie importante le désir subséquent de fécondité est alors augmenté significativement. Les effets de ces facteurs demeurent après avoir contrôlé pour les variables relatives au niveau du ménage et au contexte, avec cependant quelques variantes (modèle 4). L'ampleur et l'effet du nombre d'enfants déjà nés sur le désir ultérieur de fécondité demeurent inchangés alors que, seule la religion musulmane reste liée à un accroissement du désir d'enfant. Enfin, la résidence reste liée à une réduction du désir de fécondité bien que le coefficient estimé soit diminué. Le seul changement

significatif concerne l'éducation où seule l'éducation de la femme demeure reliée au désir d'une naissance additionnelle.

#### 4.4.2 Le cas des communautés socioculturelles

Le tableau XX présente les effets de l'expérience de la mortalité au sein du couple sur son désir ultérieur de fécondité lorsque les données sont hiérarchisées selon les communautés socioculturelles et les couples.

Comme dans la précédente analyse, la relation entre l'expérience de la mortalité durant l'enfance et l'adolescence est significativement reliée au désir ultérieur de fécondité et elle perdure quel que soit le contrôle introduit dans l'analyse. Cependant, à la différence de la première analyse, l'expérience de la mortalité de la fratrie de la femme reste significativement associée au désir du couple pour d'autres enfants. De plus, l'ampleur de l'effet associé à l'expérience de la mortalité est particulièrement plus importanté que dans le cadre de l'analyse précédente.

Après avoir contrôlé pour l'exposition à l'information, que ce soit pour l'éducation ou l'émission de divertissement éducative, l'effet négatif de l'expérience de la mortalité chez le conjoint sur le désir pour une naissance additionnelle est renforcé. Par ailleurs, les coefficients relatifs à l'impact de l'éducation sur le désir d'enfant supplémentaire se sont majoritairement renforcés. L'éducation de l'homme est, cette fois-ci, associée à une réduction significative du désir de fécondité, mais son ampleur reste moins faible comparativement au cas où seule la femme est éduquée dans le couple. Et comme dans l'analyse précédente, mais de façon plus marquée encore, l'éducation semble modérer l'importance de la religion pour le désir d'autres enfants.

Outre l'éducation, le nombre d'enfants déjà nés à l'enquête, l'éducation, la résidence et la religion demeurent liés au désir pour d'autres enfants et les effets

**Tableau XX – Résultats des régressions logistiques multi-niveaux et classique sur la probabilité de désirer une ou plusieurs naissances additionnelles, Communautés culturellement homogènes, Tanzanie, EDS 1996**

	Modèles de régressions logistiques multi-niveaux								Nombre de cas	Distribution Fréquence %		
	1		2		3		4					
	Coefficients	Écart-type	Coefficients	Écart-type	Coefficients	Écart-type	Coefficients	Écart-type				
<b>Effets fixes</b>												
Constante	1,859***	0,245	7,265***	0,938	9,740***	1,155	10,333***	1,215	10,335***	1,470	246	37,3
<i>Variabiles du couple :</i>												
Aucun décès dans la fratrie des deux conjoints	0,861**	0,393	1,019**	0,425	0,950**	0,429	1,020**	0,341	1,020*	0,522	157	23,8
Décès dans la fratrie de la femme	-0,670	0,286	-0,620*	0,343	-0,803**	0,342	-0,735**	0,340	-0,735*	0,412	160	24,3
Décès dans la fratrie de l'homme	0,048	0,392	0,023	0,427	0,019	0,428	0,067	0,428	0,067	0,518	97	14,6
Décès dans la fratrie des deux conjoints												
Fratrie ≤ 6 membres pour les deux conjoints	-0,269	0,311	-0,165	0,358	0,027	0,360	0,104	0,361	0,104	0,437	229	34,7
Fratrie ≤ 6 membres pour la femme	0,307	0,320	0,243	0,371	0,430	0,368	0,448	0,362	0,448	0,438	147	22,3
Fratrie ≤ 6 membres pour l'homme	0,661*	0,392	0,841*	0,454	1,316**	0,465	1,348*	0,462	1,348*	0,518	136	20,6
Fratrie > 7 membres pour les deux conjoints												
Nombre d'enfants déjà nés	-1,496***	0,305	-1,722***	0,320	-1,770***	0,321	-1,770***	0,321	-1,771***	0,388	(3,63)	(3,63)
Terme quadratique	0,060**	0,023	0,063**	0,024	0,063**	0,024	0,063**	0,024	0,065**	0,029	(0,58)	(0,58)
Nombre de décès parmi la progéniture	0,133	0,289	0,289	0,294	-0,008	0,294	-0,032	0,296	-0,032	0,359		
Terme quadratique	0,023	0,070	0,023	0,070	0,064	0,072	0,069	0,072	0,069	0,088		
Les deux conjoints n'ont pas d'éducation											155	23,5
Seule la femme est éduquée	-1,829***	0,537	-1,829***	0,537	-1,829***	0,537	-1,829***	0,579	-1,829**	0,701	71	10,8
Seul l'homme est éduqué	-1,086**	0,430	-1,086**	0,430	-1,086**	0,430	-1,077**	0,474	-1,077**	0,574	121	18,4
Les deux conjoints sont éduqués	-1,935***	0,419	-1,935***	0,419	-1,935***	0,419	-1,886**	0,651	-1,886**	0,787	312	47,3
Aucun des deux conjoints n'est exposé à l'information											306	46,4
Seule la femme est exposée à l'information	-0,597	0,508	-0,597	0,508	-0,597	0,508	-0,601	0,502	-0,601	0,608	54	8,2
Seul l'homme est exposé à l'information	0,129	0,352	0,129	0,352	0,142	0,351	0,142	0,351	0,142	0,424	163	24,7
Les deux conjoints sont exposés à l'information	-0,115	0,387	-0,115	0,387	-0,115	0,387	-0,125	0,381	-0,125	0,462	136	20,6
Résidence rurale	-1,344***	0,364	-1,344***	0,364	-1,109**	0,369	-1,046**	0,368	-1,046**	0,446	494	75,0
Résidence urbaine											165	25,0
Union monogame	0,339	0,347	0,339	0,347	0,416	0,343	0,398	0,343	0,398	0,415	541	82,1
Union polygame											118	17,9
Religion chrétienne	1,134**	0,453	1,134**	0,453	0,653	0,450	0,531	0,458	0,531	0,554	345	52,4
Religion différente et traditionnelle	1,283***	0,384	1,283***	0,384	1,079**	0,369	1,145**	0,357	1,145**	0,432	104	15,8
Religion musulmane											210	31,9



observés vont dans le sens précédemment décrit. Deux différences sont à souligner à savoir qu'une fratrie nombreuse pour les deux conjoints reste, et ce quel que soit le modèle, liée à un accroissement de leur désir pour une famille plus conséquente. Enfin, les zones climatiques où la pluviométrie est élevée sont reliées à une réduction du désir d'enfants supplémentaires. Ces régions sont principalement constituées de massifs montagneux où la densité de la population est généralement élevée (Devenne, 1999). Est-ce que cette densité associée à une crise foncière peut expliquer ce résultat ? Dans la mesure où l'exploitation agricole ne peut plus être divisée entre les enfants, sans remettre en cause sa rentabilité, l'homme pourrait souhaiter limiter le nombre de ses enfants.

#### 4.4.3 Comparaison des résultats entre les communautés et la régression simple

En comparant les coefficients estimés lors de la régression multi-niveaux (modèle 4 des tableaux XIX et XX) à ceux de la régression logistique simple, nous remarquons que les valeurs des coefficients ainsi que les effets qui leur sont associés, dans le cadre d'une analyse basée sur les communautés statistiques, diffèrent sensiblement, notamment dans le cas de la variable indépendante clé. Par contre, lorsque l'analyse se situe au niveau des communautés socioculturelles, les coefficients et les effets estimés sont alors similaires à ceux de la régression logistique simple. De plus, les écarts types estimés lors des analyses multi-niveaux ont des valeurs inférieures à celles du modèle logistique classique. En outre, la variabilité observée de la constante au niveau des communautés statistiques disparaît lorsque l'analyse se base sur des ensembles socioculturels homogènes.

Jusqu'à présent, nous avons considéré que l'impact de l'expérience de la mortalité sur les désirs de fécondité ne possédait pas de composante aléatoire. Ainsi, pour l'ensemble des couples résidant dans un même environnement, l'effet de l'expérience de la mortalité des membres de leur fratrie sur leur désir de fécondité est fixe et identique. Cependant, dans la mesure où les ménages enquêtés ont été

sélectionnés au hasard au sein de chaque zone, on s'attend à ce que la mortalité ait un effet aléatoire. Ceci implique donc qu'à l'intérieur d'un même espace géographique, une expérience similaire en matière de mortalité n'est pas nécessairement associée à un même désir de fécondité pour l'ensemble des couples. Pour cette analyse, seules les variables intervenant le plus significativement dans la relation entre la mortalité et le désir d'une naissance additionnelle ont été conservées. Ainsi, au modèle à intercepte aléatoire nous avons ajouté successivement les variables suivantes, l'expérience de la mortalité durant l'enfance et l'adolescence, avec sa composante aléatoire, le nombre d'enfants déjà nés au moment de l'enquête et l'éducation. Le tableau XXI présente seulement les résultats du modèle complet à savoir, les effets fixes et aléatoires de ces diverses variables sur le désir de fécondité ultérieure.

A la suite de l'ajout du contrôle pour le nombre d'enfants déjà nés (résultats non présentés ici), l'impact de l'expérience de la mortalité sur le désir d'une naissance supplémentaire n'est plus statistiquement significatif et, ce phénomène perdure après l'introduction de la variable d'éducation lorsque l'analyse se situe au niveau des communautés statistiques (modèle 2). Ces résultats semblent suggérer que l'expérience de la mortalité n'a pas d'effet net sur le désir de fécondité ultérieur. Lorsque l'analyse est effectuée au niveau des communautés socioculturelles, seule l'expérience de décès chez la femme demeure reliée significativement à un désir de fécondité ultérieure. Cependant, dans ce dernier cas la variabilité associée à l'expérience de la mortalité est nulle. De plus, l'estimation de la variance de la constante entre les communautés diverge sensiblement de celle précédemment obtenue, c'est-à-dire que sa valeur est non nulle qu'elle est significative au seuil de 10%. Cependant, la prise en compte de la composante aléatoire de la mortalité ne semble pas améliorer le modèle puisque la déviance entre les modèles 1 et 2 n'est pas améliorée.



**Tableau XXI – Résultats des régressions logistiques multi-niveaux sur le désir de fécondité ultérieure selon les communautés, Tanzanie, EDS 1996**

	Communautés statistiques				Communautés socioculturelles			
	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 1		Modèle 2	
	Coefficients	Écarts-type	Coefficients	Écarts-type	Coefficients	Écarts-type	Coefficients	Écarts-type
<b>Effets fixes</b>								
Constante	9,807***	1,007	10,876***	1,077	9,440***	0,978	9,254***	0,966
Décès dans la fratrie de la femme	0,702**	0,379	0,542	0,571	1,058**	0,373	1,044**	0,368
Décès dans la fratrie de l'homme	-0,397	0,315	-0,332	0,446	-0,442	0,276	-0,464	0,353
Décès dans la fratrie des deux conjoints	0,171	0,399	0,100	0,511	0,280	0,360	0,473	0,485
Nombre d'enfants déjà nés	-1,653***	0,279	-1,850***	0,290	-1,617***	0,265	-1,566***	0,261
Terme quadratique	0,062	0,021	0,068**	0,021	0,064**	0,020	0,061***	0,019
Seule la femme est éduquée	-2,114***	0,500	-2,836***	0,563	-1,746**	0,470	-1,865**	0,463
Seul l'homme est éduqué	-0,632	0,395	-0,646	0,464	-1,041**	0,363	-1,058**	0,360
Les deux conjoints sont éduqués	-1,966**	0,388	-2,229***	0,452	-1,917***	0,355	-1,887***	0,353
<b>Effets aléatoires</b>								
Variance constante entre communautés	3,466***	0,614	12,143***	2,058	0,449*	0,250	0,792*	0,437
Variance constante entre couples	0,448***	0,029	0,280***	0,021	0,612***	0,034	0,588***	0,033
Variance décès de la femme			17,851	5,653				
Variance décès homme			12,908	3,703			0,725	0,664
Variance décès femme/homme			6,715	3,851			1,213	1,145
Covariance constante-décès femme			-8,490	3,102			0,000	0,000
Covariance constante-décès homme			-10,425	2,481			-0,522	0,439
Covariance constante-décès femme/homme			-4,584	2,481			-0,325	0,550
Covariance décès femme-décès homme			5,421	3,691				
Covariance décès femme-décès femme/homme			9,753	4,036				
Covariance décès homme-décès femme/homme			5,236	3,146			-0,224	0,607

#### 4.5 CONCLUSION

Grâce aux données de l'Enquête Démographique et de Santé de la Tanzanie menée en 1996, nous avons réalisé, dans cette étude, des régressions logistiques multi-niveaux afin d'examiner l'effet de la mortalité jusqu'au seuil de l'âge adulte sur la probabilité de désirer un ou plusieurs naissances additionnelles. Nos résultats semblent confirmer les suppositions de Montgomery (1998) à savoir que, d'une part, l'expérience de la mortalité durant l'enfance et l'adolescence est significativement liée au désir de fécondité ultérieure et que, d'autre part, l'exposition à l'information, que ce soit par l'éducation ou par le biais d'émission de divertissement, a un effet médiateur sur cette relation.

L'impact de la mortalité des membres de la fratrie sur le désir de fécondité du couple n'est pas uniforme selon le sexe du partenaire. En effet, cette relation est positive lorsque c'est une femme qui expérimente le décès et elle est négative lorsqu'il

s'agit d'un homme. Cette différence pourrait trouver son origine dans les rôles et devoirs attribués à chaque sexe, ainsi que dans l'organisation du travail. Dans les sociétés traditionnelles, une des fonctions de l'homme est de participer à l'accumulation lignagère, en particulier par l'acquisition de femmes et de leur descendance ultérieure (Devenne, 1997). Pour la femme, le rôle le plus important est celui d'être mère et, dans une union polygame, le nombre d'enfants qui lui sera né déterminera sa position vis-à-vis de ses co-épouses (Beidelman, 1997). Lors de son mariage, l'homme doit, en plus de fournir du bétail à sa femme, lui distribuer des terres qu'elle cultivera pour subvenir à ses besoins ainsi qu'à ceux de sa progéniture (Meeker et Meekers, 1997). Ces terres seront à leur tour attribuées aux fils, issus de ce mariage, lors de leur propre union. Ce processus d'accès à la terre, conjugué à l'accroissement démographique, conduit en partie à la réduction de la taille de l'exploitation à chaque génération, en particulier dans les zones montagneuses. La viabilité économique de l'exploitation va donc limiter la fragmentation des terres. Au décès du père, seul un des fils, souvent l'aîné, héritera de l'ensemble du patrimoine et, la subsistance des plus jeunes lui sera dévolue (Devenne, 1997). La difficulté pour ces derniers, à se procurer de la terre en suffisance pour fonder une exploitation agricole, les conduit à quitter le village pour trouver du travail en milieu urbain. En outre, le fait de ne pas disposer d'assez de terres peut retarder leur union et, ce parcours pourrait avoir un impact sur leurs désirs de fécondité et ce, même s'ils ont été exposés au décès de membres de leur fratrie. De plus, la relation observée entre l'expérience de la mortalité et le désir ultérieur de fécondité peut également, en partie, résulter de l'impossibilité à saisir adéquatement des facteurs pouvant être corrélés à la mortalité des enfants, comme les conditions de vie, le dynamisme parental.

Par ailleurs, la relation entre l'expérience de la mortalité et le désir ultérieur de fécondité est beaucoup plus marquée dans la seconde analyse où nous avons pris en compte de sous-ensembles socioculturels homogènes. Ce résultat suggère que certaines caractéristiques socioculturelles, non observées, peuvent renforcer la relation entre ces deux événements démographiques.

Enfin, cette relation entre la mortalité durant l'enfance et la fécondité ultérieure pourrait se trouver modifiée par la conjonction de deux facteurs à savoir, l'épidémie du sida et le recul de la scolarisation. Selon Ainsworth *et al.* (1997) la pandémie du sida devrait accroître la mortalité parmi les très jeunes enfants et les jeunes adultes. La fréquence plus marquée des décès jusqu'au seuil de l'âge adulte pourrait amplifier le désir pour d'autres enfants d'autant plus que la scolarisation des enfants semble reculer suite aux difficultés économiques (Chamungwana, 1999).

## CHAPITRE 5

### CONCLUSIONS GÉNÉRALES ET DISCUSSION

Nous avons tenté, par cette recherche, de reconsidérer l'étude de la relation entre la mortalité des enfants et la fécondité en ayant d'abord une vision plus globale de celle-ci, par la prise en compte de caractéristiques plus agrégées, qui reflètent l'environnement familial et communautaire, et ensuite en privilégiant l'expérience de la mortalité comme composante des perceptions plutôt que l'approche classique basée sur les taux de mortalité. Pour ce faire, nous avons dans un premier temps cherché à estimer l'impact des comportements reproducteurs à risque (intervalle précédent inférieur à 24 mois et conception suivante rapide) sur la survie des jeunes enfants (0 à 15 mois). Puis dans un second temps, nous avons cherché à savoir si l'expérience passée, c'est-à-dire l'expérience de la mortalité des membres de la fratrie d'un individu, pouvait être reliée à des comportements spécifiques favorisant une fécondité élevée, à savoir un âge précoce au début de la période d'exposition au risque de concevoir ou par des désirs de fécondité non satisfaits. Dans chacune de ces recherches, l'analyse multivariée a été utilisée afin de tester la relation entre ces deux événements démographiques mais également pour montrer l'incidence de certaines caractéristiques, tant individuelles qu'agrégées, sur cette relation.

#### 5.1 RÉSULTATS À PROPOS DE LA RELATION ENTRE MORTALITÉ ET FÉCONDITÉ

Dans notre première recherche, la décomposition de l'espace-temps des naissances entre l'intervalle précédant la naissance de l'enfant référence et l'intervalle entre la naissance de l'enfant référence et la conception suivante s'est révélée pertinente pour mettre l'accent sur le rôle des comportements accroissant les risques

individuels de décéder chez les nourrissons. Dans la mesure où l'espace entre les naissances est relativement long en Tanzanie, il n'est donc pas surprenant de constater que l'intervalle précédent n'a pas d'effet net sur les risques de décéder durant la prime enfance. Cependant, la rapidité avec laquelle survient une nouvelle grossesse après la naissance de l'enfant référence, en particulier entre 5 et 9 mois, est très discriminante pour sa survie. Ainsi, en 1996 le risque de décéder entre 10 et 15 mois était multiplié par plus de quatre lorsque la grossesse suivante se produisait avant le 10<sup>ème</sup> mois de l'enfant référence.

Par ailleurs, cette recherche confirme l'incidence de la fréquence des décès, tant familiale que communautaire, sur le risque individuel de mortalité. Ainsi, le décès de l'enfant précédant la conception de l'enfant référence, durant sa première année de vie, est associé à un risque accru de mortalité. Dans le cadre de la politique de population, les familles ayant déjà eu à faire face à un ou plusieurs décès prématurés parmi leur progéniture devraient être considérées comme une des cibles prioritaires des responsables des centres de santé. L'ensemble de ces résultats, nous laisse supposer que, dans le contexte tanzanien, la compétition entre les membres d'une même fratrie pour les ressources, tant matérielles que celles relevant des soins, est une composante essentielle de la survie des jeunes enfants. Ainsi, la présence de personnes infectées par le SIDA dans le foyer peut se révéler négative pour la santé du nourrisson parce qu'il est exposé à certaines pathologies liées à cette maladie, comme la tuberculose. De plus, la maladie peut être lourde de conséquence en termes économiques. Basée principalement sur la mobilisation de la force de travail humaine, la production agricole de famille touchée par cette épidémie s'en trouve désorganisée et influe indirectement sur les conditions de vie du ménage en réduisant le revenu disponible normalement engrangé par les cultures vivrières ou de rente. De plus, à l'augmentation de la mortalité communautaire est lié un risque plus élevé de décéder. Dans ces conditions, ces résultats pourraient à l'avenir se trouver renforcés notamment à cause de la prévalence des niveaux d'infection au virus VIH chez les jeunes enfants et adultes. L'attention des pouvoirs publics, en matière de prévention sanitaire, devrait

donc se porter sur la ville de Dar es Salaam et les provinces de la région des grands lacs où les taux d'infection des adultes sexuellement actifs sont particulièrement significatifs. Va-t-on assister, comme c'est le cas au Zimbabwe, à l'émergence de nouveaux comportements en matière d'espacement des naissances. En effet dans un contexte de forte mortalité due au SIDA, les parents surveillent très étroitement les différents épisodes morbides voire même la disparition successive de plusieurs de leurs jeunes enfants afin de déterminer leur statut de séropositif, ou non, et ils adopteront en conséquence des moyens pour limiter ou stopper toutes grossesses ultérieures (Grieser *et al.*, 2001). Un tel comportement favorisant un très long espacement entre les naissances, de plus ou moins quatre à cinq ans, constituerait une garantie supplémentaire pour la survie des enfants exempt de cette maladie. Cependant, d'autres comportements joueraient en défaveur de la survie des enfants. En effet, l'étude de Griser *et al.* (2001) suggère que certaines personnes, en présence de l'épidémie du SIDA, peuvent modifier le calendrier de leur fécondité, c'est-à-dire qu'elles planifieront leurs naissances plus rapidement qu'elles ne l'auraient fait autrement, avant que ne survienne la maladie.

Si l'impact de l'occurrence des décès sur le risque individuel de mortalité semble bien réel, nous avons voulu savoir si cette caractéristique constituait également un facteur pouvant être associé à des comportements favorisant une fécondité élevée. Dans notre seconde étude, nous avons cherché à savoir si l'expérience de la mortalité durant l'enfance de la personne interrogée était associée à un comportement différentiel sur la rapidité à contracter une première union et à avoir un premier enfant. Quelle que soit l'expérience de la mortalité, l'entrée en union et l'arrivée d'une première naissance sont retardées chez les plus jeunes générations, ce qui semble suggérer l'amorce de nouveaux comportements matrimoniaux. Ainsi, l'âge à la première union et l'âge à la première naissance ont reculé d'un an en moyenne entre les femmes des générations de 1951-1966 et celles de 1967-1981. Malgré ces changements, il subsiste une légère différence de comportements selon l'expérience ou non de la mortalité. En effet, le décès d'un ou de plusieurs membres de la fratrie

chez les jeunes femmes est associé à un avancement d'environ une demie année pour l'entrée en union et l'arrivée d'une première naissance. Le fait que les personnes exposées au décès d'un ou de plusieurs membres de leur fratrie aient une première naissance plus rapidement que les autres ne nous permet pas de trancher en faveur de l'effet d'assurance dans la mesure où les décalages observés dans le temps entre les différents comportements sont très faibles. Les résultats des analyses multivariées confirment l'impact différentiel de la mortalité sur la rapidité à donner naissance pour la première fois alors que cette relation n'est statistiquement pas significative pour l'entrée en première union. Le mauvais report de la date à la première union et l'initiation de l'activité sexuelle à l'extérieur de celle-ci peuvent être suspectés dans la faiblesse du lien entre ces deux événements. Le faible délai constaté à l'entrée à l'union pour les femmes n'ayant pas expérimenté de décès parmi les membres de leur fratrie et les autres, peut-il être le fruit de pratiques matrimoniales spécifiques ? Le décès prématuré d'une sœur aînée, dont l'entrée en union aurait été négociée entre deux familles mais non encore entièrement conclut au moment du décès, pourrait se traduire par l'entrée en union plus rapide d'une sœur cadette afin de sceller les démarches entreprises entre les deux parties. Par ailleurs, notre étude ne prend en considération qu'une seule composante de l'expérience de la mortalité, à savoir la survie des membres d'une fratrie issus d'une même mère. Cependant, cette expérience peut être reliée à un niveau familial plus large, comme la survie des frères et sœurs nés d'une autre mère, dans le cas d'enfants élevés dans des mariages polygames ou bien encore celle des cousins. Les enquêtes EDS ne nous permettent pas d'appréhender cette autre composante de l'expérience individuelle de la mortalité puisque seules les données relatives aux enfants nés d'une même mère ont été recueillies.

Les résultats de notre troisième étude sur l'impact de la mortalité sur les désirs ultérieurs de fécondité à l'intérieur du couple donnent une image plus complexe de cette relation. Il semble qu'il existe une hétérogénéité dans l'impact de la mortalité à l'intérieur de l'union. Quelle que soit la communauté envisagée, des grappes statistiques ou des groupes socioculturels homogènes, la mortalité vécue par la femme

ou par l'homme est associée à un comportement différentiel. Dans le cas féminin, la mortalité des membres de la fratrie tend vers la non satisfaction des désirs de fécondité alors que dans le cas masculin, cette expérience est liée à une réduction du désir pour des naissances additionnelles. Ces divergences dans les désirs pourraient en partie résulter des rôles et des devoirs imputés à chacun des deux sexes. D'une part, le rôle primordial de la femme est celui d'être une mère, et sa future descendance ainsi qu'elle-même assureront à l'homme sa participation dans le processus d'accumulation lignagère. D'autre part, la crise foncière, engendrée par l'accroissement démographique et le morcellement des terres, semble remettre en question le système d'héritage où désormais un seul des fils jouira de l'exploitation familiale et où les frères cadets seront contraints à chercher à s'employer en ville pour assurer leur subsistance.

## 5.2 FACTEURS RÉGULANT LA RELATION ENTRE LA MORTALITÉ ET LA FÉCONDITÉ DANS LE PROCESSUS DE TRANSITION DÉMOGRAPHIQUE

Après cet examen de nos résultats, il semblerait que certaines variables familiales et communautaires viennent réguler la relation entre l'expérience de la mortalité et les comportements favorisant une fécondité élevée. La notion relative à l'espace (le type de résidence, le lieu de résidence ainsi que les variables communautaires) et le niveau d'éducation représentent ces deux variables.

Lors de l'examen de l'impact de l'expérience de la mortalité durant l'enfance et l'adolescence sur la rapidité à devenir mère pour la première fois, notamment chez les jeunes générations, ces deux types de variables modifient les coefficients estimés et les niveaux de significativité. En plus d'avoir un effet direct sur l'entrée en maternité, le nombre croissant d'années passées à étudier interfèrent dans la relation entre la mortalité et l'âge à la première naissance. Cette relation est particulièrement plus prononcée lorsque la femme a été exposée à la mortalité jusqu'au seuil de l'âge adulte (entre 0 et 15 ans). De plus, les caractéristiques communautaires, tout comme la



scolarisation, réduisent l'impact de la mortalité sur le rythme d'avoir un premier enfant ; les coefficients estimés sont alors amoindris et l'expérience de la mortalité durant la prime enfance n'est plus reliée statistiquement à la variable dépendante. Par ailleurs, la résidence dans la région du lac Victoria est associée à une plus grande rapidité à avoir un premier enfant. Deux pistes peuvent expliquer cette différence dans les comportements, à savoir l'épidémie du SIDA particulièrement présente dans la région et l'occupation du territoire lors du conflit qui opposa la Tanzanie à l'Ouganda au début des années quatre-vingt. Dans le premier cas, la présence du virus VIH pourrait inciter les hommes à choisir des femmes plus jeunes, susceptibles de ne pas être infectées, afin de constituer leur descendance. Il serait intéressant de vérifier si les personnes dont la résidence se situe dans une région particulièrement touchée par le SIDA (Kagera, Mwanza, Mbeya et Dar es Salaam) ont un comportement, en matière d'entrée en union et de formation de la famille, différent des femmes qui résident dans des zones où la prévalence de la maladie est plus faible (Mtawar, Lindi, Ruvuma, Singida, Tabora, Shinyanga et Kigoma). La fin des heurts avec l'Ouganda a également pu se traduire par un rattrapage dans la formation de la famille.

L'effet médiateur de la variable d'éducation a par ailleurs été constaté dans notre troisième article. La relation entre l'expérience de la mortalité dans le couple et le désir subséquent de fécondité a ainsi été modifiée lors de l'ajout du contrôle pour la variable relative à l'exposition à l'information (éducation et émission éducative). Les valeurs des coefficients estimés ainsi que leur niveau de significativité ont été réduits. En plus de changer l'ampleur de la relation entre les deux événements étudiés, l'éducation, en particulier celle de la femme, a un effet direct sur le désir de naissances additionnelles. La réduction de la fréquentation scolaire des enfants, résultant de la crise économique, pourrait si elle persiste avoir un moindre effet médiateur, notamment s'il existe un comportement favorisant l'éducation des garçons au détriment de celle des petites filles.

## **NOTE TO USERS**

**Page(s) not included in the original manuscript are unavailable from the author or university. The manuscript was microfilmed as received.**

**121**

**This reproduction is the best copy available.**

**UMI<sup>®</sup>**

Par ailleurs, le développement de l'épidémie du SIDA pourrait à terme modifier la relation entre l'expérience de la mortalité et les comportements reproducteurs. Des études supplémentaires sur ce thème pourraient nous éclairer sur les conséquences de cette maladie sur la relation entre la mortalité et la fécondité.

Si les études quantitatives nous informent de l'existence de liens entre l'expérience de la mortalité et la fécondité ultérieure, elles ne nous permettent cependant pas de nous prononcer sur les mécanismes associés à cette relation. C'est en sens que des études qualitatives, telles que celle réalisée par Grieser *et al.* (2001), pourraient être menées afin d'identifier les processus entre l'expérience de la mortalité et précocité de la première naissance, d'une part, et l'expérience de la mortalité et désir ultérieur de fécondité, d'autre part.

## BIBLIOGRAPHIE

- Aaby P. (1989). La promiscuité, un facteur déterminant de la mortalité par rougeole. In G. Pison, É. van de Walle et M. Sala-Diakanda, *Mortalité et société en Afrique*. Paris, INED/UIESP/IFORD/MNHN/PUF, p. 295-324.
- AbouZahr C. et E. Royston (1991). *Maternal Mortality. A Global Factbook*. Genève, World Health Organisation, 598 p.
- Ainsworth M., D. Filmer et I. Semali (1998). The Impact of AIDS Mortality on Individual Fertility : Evidence from Tanzania. In M.R. Montgomery et B. Cohen, eds., *From Death to Birth: Mortality Decline and Reproductive Change*. Washington D.C., National Academy Press, p. 138-181.
- Alilio M. (1999). Politiques de santé, associer les savoirs. In C. Baroin et F. Constantin, *La Tanzanie contemporaine*. Paris/Nairobi, Karthala-IFRA, p. 133-143.
- Amin S. et C.B. Lloyd (1998). *Women's Lives and Rapid Fertility Decline: Some Lessons from Bangladesh and Egypt*. Population Council. Working Papers n°117, 62 p.
- Bagachwa M.S.D. (1999). La libération économique, crises et ajustements structurels. In C. Baroin et F. Constantin, *La Tanzanie contemporaine*. Paris/Nairobi, Karthala-IFRA, p. 211-227.
- Bankole A. (1995). Desired Fertility and Fertility Behaviour among the Yoruba of Nigeria: A Study of Couple Preferences and Subsequent Fertility. *Population Studies*, 49(2) : 317-328.
- Baroin C. (1999). Les tanzaniens, histoire et diversité. In C. Baroin et F. Constantin, *La Tanzanie contemporaine*. Paris/Nairobi, Karthala-IFRA, p. 89-107.
- Batibo H. et D. Martin (1989). *Tanzanie : l'Ujamaa face aux réalités*. Paris, Éditions Recherche et Civilisations, 255 p.

- Becker G. (1991). *A Treatise on the Family*. Cambridge, Harvard University Press, 424 p.
- Beidelman T.O. (1997). *The Cool Knife: Imagery of Gender, Sexuality, and Moral Education in Kaguru Initiation Ritual*. Washington and London, Smithsonian Institution Press, 312 p.
- Bhat M.P.N. (1998). Micro and macro effects of child mortality on fertility: the case of India. In M.R. Montgomery and B. Cohen, eds., *From Death to Birth: Mortality Decline and Reproductive Change*. Washington D.C., National Academy Press, p. 339-383.
- Bhat M.P.N. et S.S. Halli (1999). Demography of brideprice and dowry: Causes and consequences of the Indian marriage squeeze. *Population Studies*, 53(2) : 129-148.
- Bocquier P. (1991). Les relations entre mortalité des enfants et espacement des naissances dans la banlieue de Dakar (Sénégal). *Population*, 46(4) : 813-831.
- Bœrma J.T., J. Ngalula, R. Isingo, M. Urassa, K.P. Senkoro, R. Gabone et E.N. Mkumbo (1997). Levels and Causes of Adult Mortality in Rural Tanzania with Special Reference to HIV/AIDS. *Health Transition Review*, supplement 2 to vol. 7, 63-74.
- Bœrma J.T. et Bicego G.T. (1991). Preceding Birth Intervals and Child Survival : Searching for Pathways of Influence. In IRD/Macro International, *Proceedings of the Demographic and Health Surveys World Conference*. Columbia, Maryland, IRD/Macro International, vol. 2 : 1183-1205.
- Bongaarts J. (1990). The Measurement of Wanted Fertility, *Population and Development Review*, 16(3) : 487-506.
- Brockerhoff M. (1990). Rural-to-Urban Migration and Child Survival in Senegal. *Demography*, 27 (4) : 601-616.
- Brockerhoff M. et X. Yang (1990). Impact of Migration on Fertility in Sub-Saharan Africa. *Social Biology*, 41 (1-2) : 19-43.
- Bryk A.S. et S.W. Raudenbush (1992). *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Method*. Newbury Park, Sage,.

- Bureau of Statistics [Tanzania] et Macro International (1997). *Demographic and Health Survey Tanzania 1996*. Calverton, Maryland, Bureau of Statistics [Tanzania] et Macro International, 312 p.
- Caldwell J., I.O. Orubuloye et P. Caldwell (1992). Fertility Decline in Africa: A New Type of Transition. *Population and Development Review*, 18(2) : 211-242.
- Cantrelle P. et H. Léridon (1971). Breast-feeding, mortality in childhood and fertility in rural zone of senegal. *Population Studies*, 25(3) : 505-533.
- Chakiel J. et S. Schkolnik (1997). Latin America: Less Advanced Groups in Demographic Transition. In, Congrès International de la Population. Beijing 1997. UISSP, vol. 1, p. 249-267.
- Chamumgwana W.N.S. (1999). Ecole et vie active, une analyse critique des politiques de formation. In C. Baroin et F. Constantin, *La Tanzanie contemporaine*. Paris/Nairobi, Karthala-IFRA, p. 109-132.
- Charbit Y. et C. Régnard (1999). Dynamiques démographiques et dimensions géographiques des populations africaines. *Espace, Populations, Sociétés*, 1 : 13-27.
- Chesnais J-C. (1995). *La transition démographique, trente ans de bouleversements (1965-1995)*. Paris, CEPED, Les Dossiers du CEPED n°34, 25 p.
- Coale A.J. et S. Scotts Watkins (1986). *The Decline of Fertility in Europe*. Princeton, Princeton University Press, 484 p.
- Courgeau D. et B. Baccaïni (1997). Analyse multi-niveaux en sciences sociales. *Population*, 52(4) : 831-864.
- Courgeau D. et É. Lelièvre (1989). *Analyse démographique des biographies*. Paris, INED, 268 p.
- Curtis S.L. (1995). *Assessment of the Quality of Data Used for Direct Estimation of Infant and Child Mortality in DHS-II Surveys*. Calverton, Maryland, Macro International, 73 p.
- Cramer J.C. (1984). Social factors and infant mortality: identifying high risk groups and proximate causes. *Demography*, 24 (3) : 299-322.

- Das Gupta M. (1990). Death clustering, mother's education and the determinants of child mortality in rural Punjab, India. *Population Studies*, 44 (3) : 489-505.
- Davis K. et J. Blake (1956). Social structure and fertility: an analytic framework. *Economic Development and Cultural Change*, 4 : 211-235.
- Dayton J. (1999). Does parental morbidity affect child health ? Evidence from rural Tanzania. *Paper Presented at the International Health Economics Association, Seconde World Conference. Rotterdam, Netherlands, June 6-9.*
- Devenne F. (1999). Stratégies paysannes, la gestion du milieu naturel. In C. Baroin et F. Constantin, *La Tanzanie contemporaine*. Paris/Nairobi, Karthala-IFRA, p. 191-209.
- Devenne F. (1997). L'évolution régressive de l'agriculture dans les monts Usambara. In J-P. Raison, *Essais sur les montagnes de Tanzanie*, Paris, Karthala/IFRA/Géotropiques, p. 33-122.
- Diallo K. et B. Kuate Defo (2000). Transition de la mortalité et concentration familiale des décès en Afrique (à paraître).
- DiPrete T.A. et J.D. Forristal (1994). Multilevel Models: Methods and Substance. *Annual Review of Sociology*, 20 : 331-357.
- Ducan G., K. Jones et G. Moon (1998). Context, Composition and Heterogeneity: Using Multilevel Models in Health Research. *Social Science and Medicine*, 46(1) : 97-117.
- Eberstein L.W. et J.R. Parker (1984). Racial differences in infant mortality by cause of death: the impact of birth weight and maternal age. *Demography*, 21 (3) : 309-321.
- Ewbank D. et S. Preston (1990). Personal health behaviour and the decline in infant and child mortality: the United-States 1900-1930. In What we know about Health Transition: The Cultural, Social and Behavioural Determinants of Health, *Health Transition Review*, vol 1 : 116-149.
- Fernandø D.F.S. (1985). Health Statistics in Sri Lanka, 1921-80. In S.B. Halsted, J.A.Walsh and K.S. Warren, eds., *Good Health at Low Cost*. New York, The Rockefeller Fondation, p. 79-92.

- Fivawo M. (1999). Au village, le quotidien du côté de Tanga. In C. Baroin et F. Constantin, *La Tanzanie contemporaine*. Paris/Nairobi, Karthala-IFRA, p. 305-309
- Fotso M. *et al.* (1999). *Enquête Démographique et de Santé, Cameroun 1998*. Calverton, Maryland, Bureau Central des Recensements et des Études de Population et Macro International, 328 p.
- Fournier P. et S. Haddad (1995). Les facteurs associés à l'utilisation des services de santé dans les pays en développement. In H. Gérard et V. Piché, *La sociologie des populations*. Montréal, Les Presses de l'Université de Montréal, p. 289-325.
- Frankenberg E. (1995). The Relationship Between Infant and Child Mortality and Subsequent Fertility in Indonesia : 1971-1991. In M.R. Montgomery et B. Cohen, eds., *From Death to Birth : Mortality Decline and Reproductive Change*. Washington D.C., National Academy Press, p. 316-338.
- Freedman R. (1995). *Asia's Recent Fertility Decline and Prospects for Future Demographic Change*. Asia-Pacific Population Research Report, n°1, 27 p.
- Gage A.J. (1995). *An Assessment on the Quality of Data on Age at First Union, First Birth, and First Sexual Intercourse for Phase II of the Demographic and Health Surveys Program*. Occasional Papers N°4. Calverton, Maryland, Macro International, 49 p.
- Gage A.J., A.E. Sommerfelt et A.L. Piani (1997). Household structure and childhood immunisation in Niger and Nigeria. *Demography*, 34 (2) : 295-309.
- Goldstein H. (1999). *Multilevel Statistical Models*. Internet Edition. Londres, Arnold.
- Grummer-Strawn L.M., P.W. Stupp et Z. Mei (1998). Child mortality, fertility, and breast-feeding: Evidence from the DHS. In M.R. Montgomery et B. Cohen, eds., *From Death to Birth: Mortality Decline and Reproductive Change*. Washington D.C., National Academy Press, p. 39-73.
- Grieser M. *et al.* (2001). Reproductive Decision Making and the HIV/AIDS Epidemic in Zimbabwe. *Journal of Southern African Studies*, (à paraître).
- Guo G. et L.M. Grummer-Strawn (1993). Child mortality among twins in less developed countries. *Population Studies*, 47 (3) : 495-510.



- Hill A. (1996). La mortalité des jeunes enfants : ses tendances. In K.A. Foote, K.H. Hill et L.G. Martin, *Changements démographiques en Afrique Subsaharienne*. Paris, PUF/INED/National Academy of Sciences, p. 155-215.
- Heer D.M. et H.J. Wu (1978). Effects in Rural Taiwan and Urban Morocco : Combining Individual and Aggregate Data. In S.H. Preston (ed.). *The Effects of Infant and Child Mortality on Fertility*. New York, Academic Press, p. 135-159.
- Hertrich V. (1996). *Permanences et changements de l'Afrique rurale. Dynamiques Familiales chez les Bwa du Mali*. Paris, CEPED, 541 p.
- Hobcraft J., J.W. McDonald et S. Rutstein (1985). Demographic determinants of infant and early child mortality: a comparative analysis. *Population Studies*, 39 (3) : 363-385.
- Hobcraft J., J.W. McDonald et S. Rutstein (1983). Child-spacing effect on infant and early child mortality. *Population Index*, 49 (4) : 585-618.
- Jackson N. et I. Pool (1994). *Fertility and Family Formation in the Second Demographic Transition: New Zealand Patterns and Trends*. Wellington, New Zealand Institute of Social Research and Development.
- Kirk D. et B. Pillet (1998). Fertility in Sub-Saharan Africa in the 1980s and 1990s. *Studies in Family Planning*, 29(1) : 1-22.
- Knodel J. (1978). European Populations in the Past: Family-Level Relation. In S.H. Preston, ed., *Effects of infant and child mortality on fertility*. New York, Academic Press, p. 21-45.
- Komba A.S. et S.M. Aboud (1994). Fertility Levels, Trends, and Socioeconomic Differentials: Finding from the Tanzania Demographic and Health Survey. In, *DHS Regional Analysis Workshop for Anglophone Africa: Fertility Trends and Determinants in Six African Countries*. Calverton, Maryland, Macro International, p. 87-120.
- 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 *Études des transitions et des*

*trajectoires en démographie* du congrès de l'ACFAS, 17-19 mai, Université de Montréal.

- Kuate Defo B. (1998a). Fertility responses to infant and child mortality in Africa with special reference to Cameroon. In M.R. Montgomery et B. Cohen, eds., *From Death to Birth: Mortality Decline and Reproductive Change*. Washington D.C., National Academy Press, p. 254-315.
- Kuate Defo B. (1998b). Child Mortality, Socioeconomic Attributes and Behavior in the Regulation of Family Size in Africa. Communication présentée au séminaire de l'UUSP/APPRC sur le thème : *Reproductive Change in sub-Saharan Africa*, Nairobi, Kenya, 2-4 novembre, 15 p.
- Kuate Defo B. (1997). Effects of Infant Feeding Practices and Birth Spacing on Infant and Child survival: A Reassessment from Retrospective and Prospective Data. *Journal of Biosocial Science*, 29 : 303-326.
- Kuate Defo B. et K. Diallo (2001). Geography of Child Mortality Clustering within African Families : Levels and Correlates, *Health and Place* (sous presse).
- 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. 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.
- Lallemant M. *et al.* (1989). Mother-child transmission of HIV-1 and infant survival in Brazzaville, Congo. *AIDS*, 3(10) : 643-646.
- Larsen U. (1996). Childlessness, Subfertility, and Infertility in Tanzania. *Studies in Family Planning*, 27(1) : 18-28.
- LeGrand T. et M. Barbiéri (1997). Les effets de la mortalité des enfants sur l'entrée en union et la maternité des jeunes femmes en Afrique sub-saharienne. In *Contribution des chercheurs de l'INED au Congrès*, Paris, INED, p. 97-108.
- LeGrand T. et C. Mbacké (1993). Teenage Pregnancy and Child Health in the Urban Sahel. *Studies in Family Planning*, 24 (3) : 137-149.

- Léridon H. et P. Cantrelle (1971). Breast-feeding, mortality in childhood and fertility in rural zone of senegal. *Population Studies*, 25(3) : 505-533.
- Leroy O. et M. Garenne (1989). La mortalité par tétanos néonatal : la situation de Niakhar au Sénégal. In G. Pison, É. van de Walle et M. Sala-Diakanda, *Mortalité et société en Afrique*. Paris, INED/UIESP/IFORD/MNHN/PUF, p. 153-167.
- Lesthaeghe R.J. (1989). Production and Reproduction in Sub-Saharan Africa: An Overview of Organizing Principles. In *Reproduction and Social Organisation in Sub-Saharan Africa*. Berkley, University of California Press, p. 13-59.
- Lindstom D.P. et B. Berhanu (1999). *The Effects of Breastfeeding and Birth Spacing on Infant and Early Childhood Mortality in Ethiopia*. Providence, Rhode Island, Brown University, Population Studies and Training Center, Working Papers # 99-03, 24 p.
- Lloyd C.B. et S. Ivanov (1988). The effects of Improved Child Survival on Family Planning Practice and Fertility. *Studies in Family Planning*, 19(3) : 141-161.
- Locoh T. et Y. Makdessi (2000). Politiques de population et baisse de la fécondité en Afrique Subsaharienne. In P. Vimard et B. Zanou. *Politiques démographiques et transition de la fécondité en Afrique*. Paris, L'Harmattan, p. 263- 296.
- Macro International (1993). *An Assessment of the Quality of Health Data in DHS-I Surveys*. DHS Methodological Reports, n°2, Calverton, Maryland, Macro International, 159 p.
- Mabilia M. (1996). Beliefs and practices in infant feeding among the Wagogo of Chigongwe (Dodoma rural district) Tanzania II. Weaning. *Ecology of Food and Nutrition*, 35 : 209-217.
- Mati J. K. (1994). Antenatal Care. In B.T. Nasah, J.K.G. Mati et J.M. Kasonde, *Contemporary issues in maternal health care in Africa*. Luxembourg, Harwood Academic Publishers, p. 201-219.
- Matthiessen P.C. et J.C. McCann (1978). The Role of Mortality in the European Fertility Transition: Aggregate-Level Relations. In S.H. Preston, ed., *Effects of infant and child mortality on fertility*. New York, Academic Press, p. 47-68.

- Manda S.O.M. (1998). Unobserved Family and Community Effects on Infant Mortality in Malawi. *Genus*, LIV (1-2) : 143-164.
- Masuy-Stroobant G. (1987). Les explications des différences sociales en matière de mortalité infantile. In J. Duchêne, G. Wunsch G. et É. Vilquin, ed., *L'explication en sciences sociales. La recherche des causes en démographie*. Louvain-la-Neuve, Éditions Ciaco, p. 21-39.
- Mboup G. (2000). Transition de la fécondité et pratiques contraceptives en Afrique anglophone. In P. Vimard et B. Zanou. *Politiques démographiques et transition de la fécondité en Afrique*. Paris, L'Harmattan, p. 133-170.
- Mboup G. et T. Saha (1998). *Fertility Levels, Trends and Differentials. DHS Comparative Studies N°28*. Calverton, Maryland, Macro International, 78 p.
- Meeker J. et D. Meekers (1997). The Precarious Socio-Economic Position of Women in Rural Africa: the Case of the Kaguru of Tanzania. *African Studies Review*, 40(1) : 35-58.
- Miller W.B. (1992). Personality Traits and Developmental Experiences as Antecedents of Childbearing Motivation. *Demography*, 29(2) : 265-285.
- Montgomery M.R. (1999). *Mortality Decline and the Demographic Response: Toward a New Agenda*. New York, Population Council, 43 p.
- Montgomery M.R. (1998). Learning and Lags in Mortality Perceptions. In M.R. Montgomery et B. Cohen, eds., *From Death to Birth: Mortality Decline and Reproductive Change*. Washington D.C., National Academic Press, p. 112-137.
- Mturi A. et S.L. Curtis (1995). The determinants of infant and child mortality in Tanzania. *Health Policy and Planning*, 10 (4) : 384-394.
- Mturi A.J. et P.R.A. Hinde (1995). Recent Demographic Change in Tanzania: Causes, Consequences and Future Prospects. *Journal of International Development*, 7(1) : 117-134.
- Mturi A.J. et P.R.A. Hinde (1994). Fertility Decline in Tanzania. *Journal of Biosocial Science*, 26(4) : 529-538.

- Narayan D. (1997). *Voices of the Poor: Poverty and Social Capital in Tanzania*, Washington, D.C., World Bank, Environmentally and Socially Sustainable Development Studies and Monographs Series 20, 80 p.
- National Council for Population and Development (NCPD), Central Bureau of Statistics (CBS) (Office of the Vice President and Ministry of Planning and National Development) [Kenya] et Macro International (1999). *Kenya Demographic and Health Survey 1998*. Calverton, Maryland, NCPD, CBS et MI, 285 p.
- Nations Unies (1996). *Annuaire démographique 1994*. New York, Nations Unies, 1131 p.
- Nations Unies (1992). *Annuaire démographique 1991*. New York, Nations Unies, 567 p.
- Nations Unies et Organisation Mondiale de la Santé (1983). *Niveaux et tendances de la mortalité depuis 1950*. New York, Nations Unies, 203p.
- Ngallaba S., S.H. Kapiga, I. Ruyobya et J.T. Børma (1993). *Tanzania Demographic and Health Survey 1991/92*. Columbia, Maryland, Bureau of Statistics [Tanzania] et Macro International, 306 p.
- Nguyen T.H. et V. Chongsuvivatwong (1997). Impact of prenatal care on perinatal mortality. *Southeast Asian Journal of Tropical Medicine and Public Health*, 28 (1) : 55-61.
- Notestein F.W. (1945). Population – The long view. In T.P. Schultz, ed., *Food for the world*. Chicago, University Press, p. 36-57.
- Palloni A. (1990). Fertility and Mortality Decline in Latin America. In S.H. Preston, *World Population: Approaching the Year 2000*. Newbury et Londres, Sage Publications, p. 126-144.
- Palloni A. et S. Millman (1986). Effects of Inter-Birth Intervals and Breastfeeding on Infant and Early Childhood. *Population Studies*, 40(2) : 215-236.
- Paterson L. et H. Goldstein (1992). New statistical methods for analyzing social structures: an introduction to multilevel models. *British Educational Research Journal*, 17 : 387-393.

- Peatrick A-M (1991). Le chant des hyènes tristes. Essai sur les rites funéraires des Meru du Kenya et des peuples apparentés. *Systèmes de pensée en Afrique noire*, 11 : 103-130.
- Pebley A.R., H. Delgado et E. Brinemann (1979). Fertility desires and child mortality experience among Guatemalan women. *Studies in Family Planning*, 10(4) : 129-136.
- Pison G. (1989). Les jumeaux : fréquence, statut social et mortalité. In G. Pison, É. van de Walle et M. Sala-Diakanda, *Mortalité et société en Afrique*. Paris, INED/UIESP/IFORD/MNHN/PUF, p. 245-269.
- Polomack A. (1997). La modernisation de la production laitière dans la région du Kilimanjaro. In J-P Raison, *Essais sur les montagnes de Tanzanie*. Paris, Karthala/IFRA/Géotropiques, p. 123-226.
- Preston S.H. (1978). Introduction. In, *Effects of infant and child mortality on fertility*. New York, Academic Press, p. 1-18.
- Raison J-P. (1997). Originalité et diversité des massifs montagneux tanzaniens. In, *Essais sur les montagnes de Tanzanie*. Paris, Karthala/IFRA/Géotropiques, p. 5-32.
- Randall S.C. et T. LeGrand (2000). Is child mortality important ? Reproductive decisions, strategies and outcomes in Senegal. Papier présenté à la PAA, San Francisco, États-Unis, 29 p.
- Robinson W.S. (1950). Ecological correlations and the behaviour of individuals. *American Sociological Review*, 15 : 351-357.
- Rogers E.M., P.W. Vaughan, R.M.A. Swalehe, N. Rao, P. Svenkerud et S. Sood (1999). Effects of an Entertainment-education Radio Soap Opera on Family Planning Behavior in Tanzania. *Studies in Family Planning*, 30(3) : 193-211.
- Rogers R.G. (1989). Ethnic and Birth Weight Differences in Cause-Specific Infant Mortality. *Demography*, 26 (2) : 335-343.
- Rosero-Bixby L. (1998). Child mortality and the fertility transition: aggregated and multilevel evidence from Costa Rica. In M.R. Montgomery et B. Cohen, eds.,

- From Death to Birth: Mortality Decline and Reproductive Change.* Washington D.C., National Academy Press, p. 384-410.
- Sastry N. (1997). Family-level clustering of childhood mortality risk in Northeast Brasil. *Population Studies*, 51(3) : 245-261.
- Schultz T.P. (1980). An economic interpretation of the decline in fertility in rapidly developing country: Consequences of development and family planning. In R. Easterlin, ed., *Population and Economic Change in Developing Countries.* Chicago, University of Chicago Press, p. 209-288.
- Slovic P. (1987). Perception of Risk. *Science*, 236 : 280-285.
- Snijders T.A.B et R.J. Bosker (1993). Standard errors and samples sizes for two-level research. *Journal of Educational Statistics*, 18 : 237-259.
- Stanton C., N. Aberrahim et K. Hill (1997). *DHS Maternal Mortality Indicators. An Assessment of Data Quality and Implications for Data Use.* Calverton, Maryland, Macro International, DHS Analytical Report N°4, 60 p.
- Tabutin D. (1997). Les transitions démographiques en Afrique sub-saharienne. Spécificité, changements et incertitudes. In, *Congrès international de la population, Beijing 1997.* IUSSP, vol. 1 : 219-247.
- Taha E.T. et al. (1995). The effect of human immunodeficiency virus infection on birthweight and infant and child mortality in urban Malawi. *International Journal of Epidemiology*, 24(5) : 1022-1029.
- Thomson E. (1997). Couple Childbearing Desires, Intentions, and Birth. *Demography*, 34(3) : 343-354.
- Tourrette C. Et M. Guidetti (2000). *Introduction à la psychologie du développement. Du bébé à l'adolescent.* Paris, Armand Colin, 191 p.
- United Nations (1987). *Family Building by Fate or by Design.* New York, United Nations, 103 p.
- United Nations (1985). *Mortality Levels, Patterns, Trends and Differentials in Africa.* Addis Ababa, Economic Commission for Africa, African Population Studies n°8, 152 p.

- US Bureau of the Census (1999). *World Population Profile: 1998*. Washington D.C., US Government Printing Office, 167 p.
- United Nations (1999a). *World Population Prospects : The 1998 Revision. Volume I : Comprehensive Tables*. New York, United Nations, Department of Economic and Social Affairs.
- United Nations (1999b). *World Population Prospects : The 1998 Revision. Volume III : Analytical Report*. New York, United Nations, Department of Economic and Social Affairs.
- Van de Kaa D.J. (1987). *Europe's Second Demographic Transition*. Washington D.C., Population Reference Bureau, *Population Bulletin*, 42(1) : 59 p.
- Van de Walle É. et J. Knodel (1980). *Europe's Fertility Transitions: New Evidence and Lessons for Today's Developing World*. Washington D.C., Population Reference Bureau, *Population Bulletin*, 34(6) : 44 p.
- World Bank (1992). *Tanzania: AIDS Assessment and Planning Study*. Washington D.C., World Bank Country Study, 161 p.