

ENFANTS D'AUJOURD'HUI DIVERSITÉ DES CONTEXTES PLURALITÉ DES PARCOURS

*Colloque international de Dakar
(Sénégal, 10-13 décembre 2002)*



Numéro 11

**ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE
AIDELF**

Espacement des naissances et mortalité infantile : analyse de quatre pays d'Afrique subsaharienne

Maria Alessandra GUERRIZIO

Facoltà di Economia, Università degli Studi della Tuscia, Viterbo, Italie

De nombreuses recherches faites sur l'analyse de la mortalité infantile montrent la forte relation entre le comportement reproductif de la mère et la survie de l'enfant (Mosley and Chen, 1984, Hobcraft et al. 1985). On a notamment prouvé l'existence d'une relation de cause à effet entre l'espacement des naissances et la survie de l'enfant pendant ses premières années.

C'est à cette relation que sera consacré notre travail. Le but est donc d'analyser le rapport entre les pratiques d'espacement des naissances et la survie infantile dans l'Afrique subsaharienne et ainsi d'identifier les mécanismes à son origine.

Pour cela nous adopterons une méthode comparative et nous analyserons les données des quatre pays africains suivants : Niger, Togo, Cameroun, Kenya¹, pour vérifier si et de quelle manière les relations entre l'espacement des naissances et la survie infantile varient selon les caractéristiques démographiques et socio-économiques du pays.

1. Espacement des naissances et mortalité infantile en Afrique : l'importance de l'allaitement et de l'abstinence post-partum

L'importance, dans beaucoup de sociétés africaines traditionnelles, de longs intervalles entre les accouchements, garantis par de longues périodes d'abstinence post-accouchement et par un allaitement prolongé, a été largement reconnue.

Encore aujourd'hui les longues périodes d'abstinence post-accouchement caractérisent de nombreuses cultures africaines, pour qui cette pratique a deux buts. D'une part, protéger la santé du bébé et de la mère, d'autre part, assumer un rôle de contrôle social en maintenant une certaine distance entre les parents dans une culture où prévaut la famille *élargie*.

L'allaitement maternel garantit une plus grande probabilité de survie aussi bien par son effet direct - le lait maternel protège l'enfant des risques liés à la malnutrition (c'est un aliment stérile contenant des substances qui augmentent les défenses immunitaires du nouveau-né) - que par son effet indirect : de l'intensité et de la fréquence de l'allaitement dépendra le retour de l'ovulation et de ce fait, il pèsera sur la durée de l'intervalle entre les grossesses.

L'effet positif de l'allaitement est particulièrement significatif durant les premiers mois du bébé.

2. Durée des intervalles et survie infantile : mécanismes de relation

De nombreuses études ont montré que de brefs intervalles exposent à des risques élevés de décès tant pour l'enfant né au début que pour celui né à la fin de l'intervalle.

De nombreuses recherches ont ainsi prouvé que la durée de l'intervalle précédant une naissance pèse sur la probabilité de survie au cours de la première année de vie du bébé à travers les mêmes mécanismes que la durée des intervalles suivant une naissance. Cependant, il est important de les différencier car ils agissent indépendamment l'un de l'autre.

Les principaux mécanismes à travers lesquels de brefs intervalles antérieurs à la naissance augmentent les risques de décès durant la première année de vie sont essentiellement les suivants :

¹ Les données pour le Zimbabwe ont été aussi analysées, néanmoins ils exigent des approfondissements qui seront réalisés ultérieurement à la lumière de la disponibilité des données plus récentes.

1) *Intervalle précédent :*

- *maternal depletion syndrome* : fait référence aux conséquences d'accouchements rapprochés sur l'organisme féminin qui n'est pas en mesure de récupérer toutes ses fonctions, augmentant ainsi le risque d'un accouchement précoce et d'un bébé de petit poids à la naissance ;
- *exposition aux infections* : la présence d'enfants nés à brefs intervalles l'un de l'autre augmente le risque de contracter des maladies (Aaby, 1992) ;
- *effet de compétition* : nés à peu de distance l'un de l'autre les enfants sont exposés à un plus haut risque de mortalité car ils se trouvent en compétition pour les ressources familiales.

2) *Intervalle successif:*

La survenue d'une nouvelle grossesse peu de mois après un accouchement peut représenter un risque pour l'enfant, qui en plus de souffrir de l'effet de compétition et de l'exposition aux infections, risque de pâtir de l'interruption de l'allaitement et de l'introduction de nouveaux aliments dans son régime alimentaire.

3. Facteurs de confusion et difficultés d'analyse

L'étude des relations entre les pratiques d'espacement des naissances et la survie infantile est plutôt complexe à cause de la présence de fausses relations et d'interrelations entre les deux phénomènes.

La mort d'un enfant pendant les premiers mois de vie est plus souvent associée à un bref intervalle successif. La mère sera vite exposée au risque d'une nouvelle grossesse tant pour une raison physiologique (l'interruption de l'allaitement) que pour des raisons psychologiques (l'effet de substitution). Mais dans ce cas, le décès représente la cause du bref intervalle et non le contraire. Dans notre étude, il sera donc important de considérer la direction du rapport de causalité entre les événements.

Un autre aspect à considérer, mis en évidence par diverses études sur le sujet, est le fait que la relation entre les intervalles entre les accouchements et la survie peut être surestimé si on ne contrôle pas l'effet de la durée de l'allaitement, qui agit aussi bien sur la durée des intervalles que sur la probabilité de survie du nouveau-né. En effet, l'allaitement prolongé retarde le retour de l'ovulation et donc diffère le risque pour la mère d'une nouvelle grossesse. De plus, l'allaitement fournit à l'enfant les éléments nutritifs fondamentaux pour la croissance et le protège des conséquences de la malnutrition. Pour cela, l'effet positif de longs intervalles entre les naissances pourrait être en partie dû à l'effet des longues périodes d'allaitement.

Cependant, l'introduction de la durée de l'allaitement comme variable de contrôle pose quelques problèmes dus à la complexité des relations entre cette variable et la survie infantile. Il est important de prendre en compte les deux aspects suivants :

- 1) *Le type d'allaitement* : l'effet de l'allaitement sur la survie est lié non seulement à la durée mais aussi à la fréquence et au type (partial ou exclusif, autrement dit si le bébé reçoit ou non d'autres aliments ou d'autres laits maternisés). De cette durée et de cette fréquence dépend l'effet inhibitoire de l'allaitement sur l'ovulation. Des informations de ce genre sont malheureusement rarement disponibles et sont souvent incomplètes.
- 2) *L'allaitement et l'état de santé* : d'une part il peut arriver qu'un enfant en mauvaise santé ne soit pas en mesure de recevoir le lait maternel et donc dans ce cas la maladie serait la cause aussi bien de l'interruption de l'allaitement que de la mort de l'enfant. D'autre part, on peut se trouver face à des cas de mères qui allaitent le bébé en mauvaise santé pendant des périodes particulièrement longues pour leur garantir davantage de chances de survie. Il serait donc utile de pouvoir considérer l'effet de cette variable de contrôle.

4. Données utilisées

Les données utilisées sont celles des Enquêtes Démographie et Santé (EDS) réalisées dans les 4 pays en 1998. Ont été pris en compte les nouveaux-nés des trois années antérieures à l'enquête. Nous disposons des données sur la durée de l'allaitement et sur le recours aux structures sanitaires avant et après l'accouchement de la mère.

Les pays inclus dans l'analyse ont été choisis selon deux critères : des différences de pratiques d'espacement des naissances liées à des différences culturelles et environnementales ; des aires géographiques différentes.

TABLEAU 1 : CARACTÉRISTIQUES DES ENFANTS ET DES MÈRES

Total	Niger		Togo		Cameroun		Kenya	
	4 642	%	4 063	%	2 251	%	3 440	%
Intervalle par rapport à la naissance								
Rang 1	856	18,4	747	18,4	537	23,9	850	24,7
Moins de 24 mois	791	17,0	357	8,8	317	14,1	578	16,8
24-35 mois	1 625	35,0	1 210	29,8	670	29,8	873	25,4
36 mois au plus	1 370	29,5	1 749	43,0	727	32,3	1 139	33,1
Survie de la naissance								
Mort	664	14,3	411	10,1	156	6,9	221	6,4
Vif	3 122	67,3	2 905	71,5	1 558	69,2	2 369	68,9
Rang 1	856	18,4	747	18,4	537	23,9	850	24,7
Sexe								
Masculin	2 398	51,7	644	15,9	1 147	51,0	1 724	50,1
Féminin	2 244	48,3	3 419	84,1	1 104	49,0	1 716	49,9
Taille								
Gros	790	17,0	1 617	39,8	837	37,2	706	20,5
Moyen	2 213	47,7	1 629	40,1	1 053	46,8	2 191	63,7
Petit	1 639	35,3	817	20,1	361	16,0	543	15,8
Soins								
Non	2 504	53,9	644	15,9	396	17,6	178	5,2
Oui	2 138	46,1	3 419	84,1	1 855	82,4	3 262	94,8
Rang de naissance								
1	856	18,4	747	18,4	537	23,9	850	24,7
2-3	1 210	26,1	1 245	30,6	720	32,0	1 164	33,8
4-6	1 404	30,2	1 390	34,2	661	29,4	925	26,9
7+	1 172	25,2	681	16,8	333	14,8	501	14,6
Âge de la mère à la naissance								
<20	1 739	37,5	1 075	26,5	914	40,6	1 356	39,4
20-29	1 973	42,5	2 053	50,5	880	43,5	1 520	44,2
=>30	930	20,0	935	23,0	357	15,9	564	16,4
Niveau d'instruction de la mère								
Aucun	3 963	85,4	2 554	62,9	685	30,4	405	11,8
Primaire	486	10,5	1 198	29,5	870	38,6	2 205	64,1
Secondaire	193	4,2	311	7,7	696	30,9	830	24,1
Milieu de résidence								
Urbain	1 147	24,7	878	21,6	882	39,2	517	15,0
Rurale	3495	75,3	3 185	78,4	1 369	60,8	2 923	85,0

Après l'élimination des individus pour lesquels les données sur la taille et l'utilisation des soins prénataux sont manquantes (soit environ 0,5 - 1 % du total), l'analyse a été conduite sur des ensembles de 4 642 enfants au Niger, 4 065 enfants au Togo, 2 251 enfants au Cameroun et 3 440 au Kenya.

Les 4 pays se différencient également par leurs caractéristiques démographiques et socio-économiques.

Le tableau 1 présente la distribution des enfants dans chacun des quatre pays, selon diverses caractéristiques socio-démographiques.

On observe qu'outre le niveau d'instruction de la mère, les différences les plus importantes se réfèrent à la durée des intervalles entre les naissances et à l'utilisation de soins prénataux. Ainsi pour les enfants Togolais la durée des intervalles entre les naissances est, en moyenne, plus longue que dans les autres pays; en revanche, c'est au Niger que les mères reçoivent le moins de soins prénataux comparé au Cameroun, Togo ou Kenya.

5. Les méthodes

5.1 Modèle de durée de survie à temps discret

Dans une première partie du travail, on a utilisé des modèles de durée à temps discret (Allison, 1982, Yamaguchi, 1990) : ce type de modèles a permis de tenir compte de la présence d'observations censurées et d'introduire facilement des variables dépendantes du temps.

Dans ces modèles, le *logit* du risque d'expérimenter l'événement « décès » dans un intervalle de temps déterminé, t , est exprimé en fonction d'une constante, a , et d'une série de variables explicatives

$$\text{logit} (P_{it}) = a + bX_i$$

d'où $(P_{it} / 1 - P_{it}) = \exp(a + bX_i)$ où $P_{it} = \Pr(T_i = t | T_i \geq t)$

Parmi les variables explicatives, en plus de la durée de l'intervalle précédent, on a pris en compte le sexe du nouveau-né, le recours à des soins prénataux de la part de la mère, l'âge de la mère, l'ordre de naissance, le niveau d'instruction et le milieu de résidence.

Pour contrôler la relation inverse entre mortalité et brèves durées des intervalles précédents on a introduit une variable relative à la survie du nouveau-né précédent au moment de la conception du nouveau-né suivant.

La durée de l'intervalle suivant la conception a été introduite comme variable dépendante du temps et cela a permis de contrôler l'ordre des événements *conception suivante-décès*.

En ce qui concerne l'effet de l'allaitement, on a introduit une variable temps-dépendante qui indique si le nouveau-né est encore nourri au sein durant le mois qui précède le mois du décès. De plus, pour contrôler l'état de santé du nouveau-né, qui pourrait être à l'origine de l'impossibilité de la part de la mère d'allaiter le bébé, on a introduit, comme proxy, la taille du nouveau-né à la naissance.

5.2 Modèles à composantes aléatoires

Les modèles de durée utilisés dans cette première partie du travail garantissent l'indépendance entre les observations. Cependant, dans notre analyse les données peuvent se référer aussi à des enfants de la même famille qui auront donc tendance à avoir des caractéristiques semblables et la même probabilité de décès.

De nombreuses études ont (Das Gupta 1990, Curtis et al., 1993, Madise, Diamond 1995, Guo 1993, Sastry, 1997) mis en évidence le fait que les décès ont tendance à se répéter dans les mêmes familles (*death clustering*) car les risques de décès des frères et sœurs sont liés entre eux.

D'un point de vue méthodologique, l'absence d'indépendance entre les observations prouve que les données disponibles fournissent moins d'informations que ce qu'affirment les modèles basés sur l'hypothèse d'indépendance. Puisque les risques relatifs aux nouveaux-nés de la même famille sont liés on notera que, dans certaines familles, il n'y aura aucun décès alors que dans d'autres il y en aura plusieurs, ce qui suppose une variabilité des données plus importante que celle prévue par le modèle.

Ne pas tenir compte de l'absence d'indépendance aurait pour effet de sous-estimer les *standard errors*, de réduire les intervalles de confiance, ce qui nous pousse à considérer significatif l'effet de variables qui en réalité n'en sont pas (Goldstein, 1995).

D'un point de vue interprétatif, l'existence d'une association entre les risques de décès de nouveaux-nés de la même famille constitue un indice d'hétérogénéité entre groupes (Sastry, 1997). Il existe une multiplicité de facteurs relatifs à la famille, non mesurés ou non mesurables, qui peuvent expliquer la corrélation entre les risques de décès des frères et sœurs. Parmi eux, on peut citer, les caractéristiques socio-économiques, les facteurs génétiques déterminant la sensibilité à certaines maladies, les facteurs culturels qui influencent le rôle et le niveau d'autonomie des parents au sein de la famille et leur comportement pour élever et soigner les enfants.

Pour analyser les données en tenant compte de la structure hiérarchique et obtenir une mesure de la variabilité des risques de mort entre les familles, on a utilisé des modèles à composantes aléatoires (ou modèles multiniveaux) dans la seconde partie du travail. Dans ces modèles, le risque de décès à un âge donné est exprimé en fonction d'une série de variables explicatives et d'une composante aléatoire qui a la même valeur pour les nouveaux-nés du même milieu familial. La variante de la composante aléatoire estimée par le modèle représente une mesure de l'hétérogénéité non mesurée entre les familles.

$$\text{Logit } (P_{ij}) = a + bX_{ij} + u_j$$

$$u \sim N(0, \sigma_u^2)$$

i = individu j = famille

Enfin, pour évaluer l'effet des caractéristiques non observées relatives à la famille sur les probabilités de survie on a comparé les probabilités de mourir durant la première année de vie en prenant certaines valeurs particulières de la composante aléatoire, d'après une méthode suivie par Curtis et al. (1993).

6. Résultats des modèle de durée à temps discret

Les résultats des analyses faites sur les 4 pays confirment l'importance de l'espacement entre les naissances comme déterminant de la mortalité infantile. On observe, en effet, un risque qui décroît avec l'allongement de la durée de l'intervalle précédent (tableau 2).

Au Cameroun et au Niger la situation des bébés nés moins de deux ans après la naissance d'un frère ou d'une sœur est particulièrement défavorable : le risque de décès est, en effet, à peu près deux fois plus élevé pour les enfants qui appartiennent à cette classe comparés aux enfants nés après trois ans, durée considérée comme catégorie de référence, (le rapport des odds est plus ou moins de 2).

TABLEAU 2 : RÉSULTATS DES MODÈLES DE DURÉE POUR L'ANALYSE DE LA MORTALITÉ INFANTILE

Variable	Niger		Togo		Cameroun		Kenya	
	β	$Exp(\beta)$	β	$Exp(\beta)$	β	$Exp(\beta)$	β	$Exp(\beta)$
Mois	-0,22 ***	0,8	-0,26 ***	0,8	-0,26 ***	0,8	-0,24 ***	0,8
Intervalle par rapport à la naissance précédente								
Rang 1	0,95 ***	2,6	0,89 ***	2,4	0,95 **	2,6	0,42 *	1,5
- de 24 mois	0,63 ***	1,9	0,50 *	1,7	0,88 **	2,4	0,37 *	1,4
24-35 mois	0,46 **	1,6	-0,08	0,9	0,51 *	1,7	0,44 *	1,5
36 mois au +	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Survie de la naissance précédente								
Vivant	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Rang 1	0,95 ***	2,6	0,89 ***	2,4	0,95 **	2,6	0,42 *	1,5
Mort	0,51 ***	1,7	0,77 ***	2,2	1,02 ***	2,8	0,41 *	1,5
Sexe								
Masculin	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Féminin	-0,08	0,9	-0,48 ***	0,6	-0,33	0,7	-0,12	0,9
Allaitement								
Non /jamais	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Oui	-0,65 **	0,5	-1,18 ***	0,3	-0,87 *	0,4	-0,92 **	0,4
Taille								
Gros	-0,05	1,0	-0,16	0,8	0,02	1,0	0,30 *	1,3
Moyen	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Petit	0,05	1,1	-0,03	1,0	0,59 **	1,8	0,61 ***	1,8
Mère enceinte								
Non	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Oui	2,43 ***	11,4	2,38 ***	10,9	1,33 **	3,8	1,20 **	3,3
Soins prénatals								
Oui	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Non	0,40 **	1,5	0,56 ***	1,8	0,58 *	1,8	0,93 ***	2,5
Rang de naissance								
1	0,95 ***	2,6	0,89 ***	2,4	0,95 **	2,6	0,42 *	1,5
2-3	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
4-6	-0,08	0,9	0,20	1,2	0,26	1,3	0,43 *	1,5
7+	0,45 *	1,6	0,07	1,1	-0,10	0,9	0,81 **	2,2
Âge de la mère à la naissance								
< 20	0,21	1,2	0,07	1,1	0,39	1,5	0,65 **	1,9
20-29	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
=> 30	-0,16	0,9	0,03	1,0	0,39	1,5	-0,05	1,0
Niveau d'instruction de la mère								
Aucun	0,32	1,4	0,15	1,2	-0,20	0,8	0,05	1,1
Primaire	0,07	1,1	0,01	1,0	0,04	1,0	0,18	1,2
Secondaire	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Milieu de résidence								
Urbain	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Rurale	0,21	1,2	0,01	1,0	-0,01	1,0	-0,06	0,9
Intercept	-5,01 ***	0,0	-4,18 ***	0,0	-4,77 ***	0,0	-4,86 ***	0,0

* p < 0,1 **p < 0,01 *** p < 0,001

L'effet de courts intervalles semble réduit après l'introduction de la variable relative à la survie du nouveau-né précédent. Cette variable, introduite pour contrôler la direction du lien de causalité entre mortalité et durée des intervalles, apparaît extrêmement significative dans les quatre pays fournissant ainsi une première indication de l'existence d'une corrélation entre les risques de mort entre frères et sœurs. En effet, la valeur positive du paramètre associé à cette variable indique une probabilité de décès durant la première année bien plus élevée si le nouveau-né précédent est mort au moment de la conception du bébé.

Notre étude confirme l'importance de l'allaitement pour garantir une plus grande probabilité de survie durant la première année de la vie de l'enfant. Pour les bébés qui sont encore allaités le risque de mourir est inférieur de plus de la moitié à celle des bébés qui n'ont jamais été allaités ou qui ont déjà été sevrés.

Puisque, comme nous l'avons déjà dit, la relation entre la durée de l'allaitement et la survie peut être surestimée quant à son effet sur l'état de santé du nouveau-né, on a introduit dans le modèle, comme proxy, une variable relative à la taille du bébé au moment de la naissance (celle indiquée par la mère). On a considéré trois modalités : « plus grand que la moyenne », « dans la moyenne » et « plus petit que la moyenne ». Au Niger et au Togo la modalité ne semble pas significative, mais dans les deux autres pays on observe un effet négatif lié à la petite taille du nouveau-né. Cependant, l'effet de l'allaitement ne subit pas de variations après l'introduction de cette variable.

La survenue d'une nouvelle grossesse à peu de distance d'une naissance antérieure représente un élément à haut risque pour le bébé né au début de l'intervalle dans tous les pays analysés et notamment au Niger et au Togo.

Dans le cas où l'intervalle suivant est ouvert, la chance de survie peut être multipliée par plus de dix (l'odds ratio relatif aux intervalles successifs fermés varie entre des valeurs supérieures à 3 et des valeurs supérieures à 10). Cela indique une importante augmentation des risques de mourir avant la fin de la première année pour les enfants dont la mère est enceinte peu de mois après leur naissance. Il faut cependant considérer que ces cas sont plutôt rares et concernent donc un petit nombre de bébés.

En effet, dans les pays d'Afrique subsaharienne, où les bébés sont allaités pendant longtemps, il est plutôt rare qu'une mère soit de nouveau enceinte au cours de la première année de vie du bébé. Une nouvelle conception réduit la disponibilité de lait maternel et l'allaitement s'interrompt prématurément avec toutes les conséquences négatives que cela comporte. Il est cependant possible, même dans ces circonstances, de trouver d'autres facteurs, non directement contrôlables, à l'origine de la précoce interruption de l'allaitement et du décès, et donc de brefs intervalles successifs. Nous nous référons en particulier à l'état de santé du nouveau-né.

Étant donné que les données n'ont pas permis de contrôler l'état de santé du bébé, sinon indirectement et seulement au moment de la naissance, on ne peut pas exclure que l'effet de cette variable soit surestimée par la présence d'associations fallacieuses.

On remarque que les bébés de sexe féminin sont moins exposés aux risques de décès que les bébés de sexe masculin, pour lesquels la mortalité est généralement plus élevée durant les premiers mois de vie.

La relation entre l'état de la mère à l'accouchement, l'ordre de naissance et la probabilité de décès a, comme prévu, une courbe en U, un risque plus élevé de mort durant la première année de vie étant associé aux modalités extrêmes. L'effet de ces relations ne semble cependant pas toujours significatif. Pour les enfants de rang 1 en particulier, on observe une probabilité de mort largement plus élevée que celle observée pour les bébés suivants : les risques peuvent s'accroître ainsi de 150% par rapport à la catégorie de référence (les odds ratio varient entre 1,5 et 2,5).

L'effet des durées de l'intervalle précédent n'est pas modifié par l'introduction dans le modèle de la durée de l'intervalle suivant confirmant ainsi que celles-ci agissent de manière indépendante sur la probabilité de survie durant la première année.

Si la mère de l'enfant a reçu des soins, les probabilités que le nouveau-né survive jusqu'au premier anniversaire sont largement plus élevées. En effet, pour les bébés de mères qui n'ont reçu aucun genre d'assistance médicale pendant la grossesse, le risque de mourir durant la première année de vie augmente sensiblement (les odds ratio varient entre 1,5 et 2,5). Pour finir, le niveau d'instruction et le lieu de résidence n'apparaissent pas significatifs.

7. Analyses de la corrélation entre les risques de décès à travers les modèles et les composantes aléatoires

Dans les modèles traditionnels définis pour l'étude des déterminants de la mortalité durant les premières années de vie on considère en général que les différences des risques de mort entre individus sont déterminées par des facteurs biologiques, des caractéristiques démographiques (sexe du nouveau-né, âge de la mère à l'accouchement, ordre de naissance) et socio-économiques, incluses comme variables explicatives.

Il existe cependant d'autres facteurs, non mesurables directement ou non mesurés, qui exposent particulièrement les nouveaux-nés à des risques de décès. Comme des recherches récentes l'ont montré, les risques de décès des frères et sœurs sont interdépendants, et cette interdépendance dépend, entre autres, de caractéristiques familiales communes entre frères et sœurs que l'on peut classer de la manière suivante :

- *facteurs biologiques et caractéristiques génétiques* : une explication possible de la relation entre les risques est le patrimoine génétique commun, qui caractérise les frères et les sœurs et leur vulnérabilité à la maladie, ainsi que les caractéristiques maternelles qui déterminent l'évolution et la conclusion de la grossesse (Bakketeig et al., 1979) ;
- *caractéristiques des parents* : les caractéristiques socio-économiques qui déterminent la qualité et la disponibilité des ressources (eau potable, nourriture, conditions d'hygiène, etc...), le comportement des parents envers les enfants, fortement influencé par des facteurs culturels, les traditions qui définissent la division des rôles entre les parents et le rôle des enfants à l'intérieur de la famille peuvent expliquer une mortalité élevée dans certaines familles.

À cet aspect est lié un autre facteur signalé comme cause possible de l'association entre les risques de mort : la prédisposition innée des parents, indépendante du niveau d'instruction et des conditions économiques, à s'occuper des enfants, définie par Das Gupta comme « parental compétence ».

- *facteurs environnementaux* : ils pèsent sur la qualité et la disponibilité des ressources, sur les conditions hygiéniques et sur la diffusion des maladies.

Une première indication de la présence de « death clustering » est donnée par le pourcentage de familles qui connaît plus d'un décès de bébés de moins d'un an.

Pour contrôler l'effet des caractéristiques non mesurées ou non mesurables, on a appliqué des modèles à deux niveaux². Dans ce type de modèles, la valeur de l'intercept varie entre les différentes familles.

L'interprétation des paramètres estimés est analogue à celle des modèles à effets fixes; ceux-ci indiquent l'effet d'une variable particulière sur les odds ratio, en tenant compte de l'effet des autres variables explicatives du modèle et des caractéristiques familiales non mesurées. La variance de la composante aléatoire (σ_u^2) est une mesure de l'hétérogénéité des risques de

² Pour l'estimation des paramètres on a utilisé les méthodes PQL de premier ordre.

décès entre les familles. Les valeurs élevées signalent une forte association entre les probabilités de décès des frères et sœurs. Les valeurs nulles indiquent en revanche que, une fois contrôlées les autres variables explicatives du modèle, les observations sont indépendantes.

TABLEAU 3 : DISTRIBUTION DES FAMILLES SELON LE NOMBRE D'ENFANTS DE MOINS D'UN AN, ET SELON LE NOMBRE DE DÉCÈS D'ENFANTS DE MOINS D'UN AN

	Niger	Togo	Cameroun	Kenya
Distribution selon le nombre d'enfants de moins d'un an				
1	70,0	75,3	74,5	81,3
2	23,5	19,1	20,2	17,0
3 au plus	6,5	5,6	5,3	1,7
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
Distribution selon le nombre de décès d'enfants de moins d'un an				
0	89,1	92,4	92,5	93,0
1	9,9	7,3	6,8	6,6
2 au plus	1,0	0,3	0,6	0,3
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
v.a.	3342	3105	1713	2861
% des décès dans les familles avec plus de un décès	17,2	12,4	16,4	10,8

Pour le Cameroun, le Kenya et le Niger l'analyse a mis en évidence l'existence d'une variabilité significative de la mortalité infantile entre familles, en sus des variables explicatives introduites dans le modèle. Pour le Togo, en revanche, la variance de la composante aléatoire est peu différente de zéro et donc non significative. La valeur est, comme prévu, plus basse au Niger, où les niveaux de mortalité sont plus élevés et plus évidents qu'au Kenya.

On observe dans tous les pays une faible réduction de l'effet associé à la survie du nouveau-né précédent, particulièrement au Kenya où il devient non significatif (tableau 4). Il semble donc que dans les modèles à effets fixes cette variable, au moins en partie, « capture » l'effet des caractéristiques non directement contrôlées. C'est justement à cette variable qu'est liée la plus forte réduction de la variabilité de la composante aléatoire.

En plus de cette variable, une importante contribution à l'explication de l'hétérogénéité dans les risques de décès entre familles est donnée par les variables relatives à l'espacement des naissances (durée des intervalles précédents et successifs) confirmant ainsi combien les différences dans le comportement reproductif sont associées à différentes probabilités de survie.

Si on observe les résultats de chaque pays en détail : au Niger, la variance de la composante aléatoire est égale à 0,3 ce qui indique une association significative entre les risques de mort entre frères et sœurs. Dans ces modèles, l'effet de la survie du nouveau-né précédent semble plus faible comparé à ce que montraient les modèles à effets fixes. Il reste cependant significatif car il montre une forte relation entre la probabilité de survivre et la naissance suivante.

Au Cameroun, la valeur de (σ_u^2) est égale à 0,5 et, dans ce cas aussi, on remarque que les bébés de la même famille ont la même probabilité de mourir durant la première année de vie.

Au Kenya, on observe une valeur plus élevée, 0,7, qui signale l'existence d'importantes caractéristiques familiales comme déterminants de la mortalité infantile. Comparant le modèle à effets fixes et le modèle à effets aléatoires, pour le Kenya on observe deux changements principaux : l'effet de la survie du nouveau-né précédent est fortement réduit et n'est plus significatif ; de plus, le paramètre associé aux courtes durées des intervalles précédents, qui était à la limite de la signification dans le modèle à effets fixes, se révèle non significatif au seuil de 10%.

TABLEAU 4 : RÉSULTATS DES MODÈLES MULTI-NIVEAUX DE DURÉE POUR L'ANALYSE DE LA MORTALITÉ INFANTILE

Variable	Niger		Togo		Cameroun		Kenya	
	β	$Exp(\beta)$	β	$Exp(\beta)$	β	$Exp(\beta)$	β	$Exp(\beta)$
Mois	-0,22 ***	0,8	-0,26 ***	0,8	-0,26 ***	0,8	-0,24 ***	0,8
Intervalle par rapport à la naissance précédente								
Rang 1	0,95 ***	2,6	0,89 ***	2,4	0,95 **	2,6	0,41 *	1,5
- de 24 mois	0,61 ***	1,8	0,49 *	1,6	0,87 **	2,4	0,35 *	1,4
24-35 mois	0,46 **	1,6	-0,08	0,9	0,50 *	1,6	0,44 *	1,6
36 mois au +	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Survie de la naissance précédente								
Vivant	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Rang 1	0,95 ***	2,6	0,89 ***	2,4	0,93 **	2,5	0,41 *	1,5
Mort	0,44 ***	1,6	0,75 ***	2,1	0,92 ***	2,5	0,19 *	1,2
Sexe								
Masculin	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Féminin	-0,08	0,9	-0,48 ***	0,6	-0,34 *	0,7	-0,12	0,9
Allaitement								
Non /jamais	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Oui	-0,64 ***	0,5	-1,18 ***	0,3	-0,86 *	0,4	-0,90 **	0,4
Taille								
Gros	-0,06	0,9	-0,17	0,8	0,01	1,0	0,30 *	1,4
Moyen	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Petit	0,05	1,0	-0,03	1,0	0,59 **	1,8	0,63 ***	1,9
Mère enceinte								
Non	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Oui	2,49 ***	12,1	2,43 ***	11,4	1,35 **	3,9	1,16 **	3,2
Soins prénatals								
Oui	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Non	0,41 **	1,5	0,57 ***	0,6	-0,60 *	0,5	1,00 ***	2,7
Rang de naissance								
1	0,95 ***	2,6	0,89 ***	2,4	0,93 **	2,5	0,41 *	1,5
2-3	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
4-6	-0,08	0,9	0,20	1,2	0,25	1,3	0,43 *	1,5
7+	0,46 *	1,6	0,08	1,1	-0,11	0,9	0,79 **	2,2
Âge de la mère à la naissance								
< 20	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
20-29	0,20	1,2	0,06	1,1	0,42	1,5	0,65 **	1,9
=> 30	-0,17	0,8	0,04	1,0	0,38	1,5	-0,06	0,9
Niveau d'instruction de la mère								
Aucun	0,32	1,4	0,16	1,2	-0,21	0,8	0,08	1,1
Primaire	0,06	1,1	0,02	1,0	0,05	1,1	0,18	1,2
Secondaire	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Milieu de résidence								
Urbain	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0	0,00	1,0
Rurale	0,21	1,2	0,01	1,0	-0,01	1,0	-0,06	0,9
Intercept	-4,60 ***	0,0	-3,63 ***	0,0	-4,18 ***	0,0	-3,89 ***	0,02
σ_u^2	0,34 **		0,16		0,47 *		0,68 **	
* p < 0,1 **p < 0,01 *** p < 0,001								

Comme énoncé ci-dessus, à l'origine des différences évidentes entre les familles dans les probabilités de survie des bébés durant la première année de vie on peut retenir les facteurs culturels.

Se référant au Cameroun, Kuate Defo (1995) a souligné l'existence d'une grande variabilité dans la mortalité entre les différents groupes ethniques (ils sont plus de 200 au Cameroun) : il existe, par exemple, des différences énormes en ce qui concerne les usages liés au soin et à l'élevage des enfants. De plus, il existe souvent des traditions et des règles culturelles précises qui régulent la pratique de l'allaitement et, plus généralement, les habitudes alimentaires, les normes d'hygiène, etc.³ D'autres études (Magadi et al., 2001) conduites au Kenya ont mis en évidence une variabilité élevée entre les familles dans le recours aux structures sanitaires et les pratiques pour les soins aux bébés, l'effet des caractéristiques démographiques et socio-économiques pouvant expliquer les différences rencontrées dans les pays inclus dans l'analyse.

8. Une estimation des effets des caractéristiques familiales non observées sur la mortalité infantile

Pour montrer plus clairement les conséquences des facteurs familiaux non observés sur les probabilités de décès durant la première année de vie, on a estimé les probabilités de décès pour un bébé-type sur la base des résultats fournis par les modèles, en ajoutant certaines caractéristiques socio-démographiques et différentes valeurs de la composante aléatoire, laquelle indique l'effet des caractéristiques familiales non directement observées.

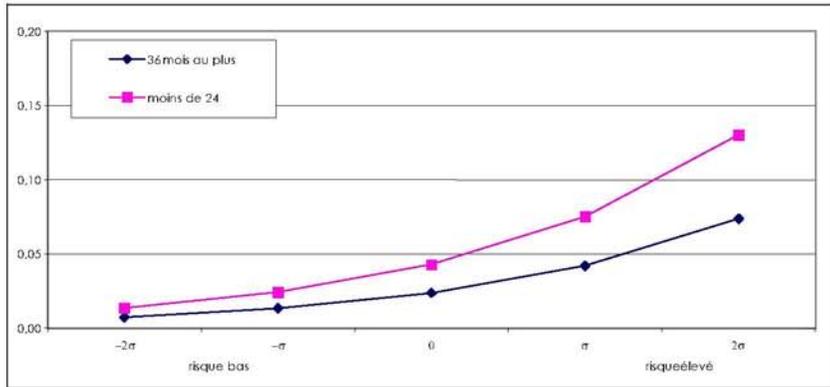
Les probabilités sont calculées pour chaque enfant avec des caractéristiques associées à d'importantes probabilités de survie : fille, rang 2-3, âge de la mère 20-29, ayant reçu des soins prénataux, allaitée, niveau d'instruction de la mère élevé, résidence urbaine, intervalle successif ouvert. Notre attention s'est portée sur la durée de l'intervalle précédant l'accouchement, et les valeurs pour les bébés nés après des intervalles de moins de 2 ans et de plus de 3 ans ont été comparées. On a rendu la composante aléatoire variable entre -2δ et $+2\delta$, selon des valeurs qui représentent plus ou moins 95% des familles.

Les valeurs égales à 0 représentent des familles dont les enfants ont des risques moyens de décès durant la première année de vie ; les valeurs négatives se réfèrent aux familles avec des caractéristiques associées à des risques mineurs de mort, tandis que les valeurs positives représentent les familles particulièrement désavantagées.

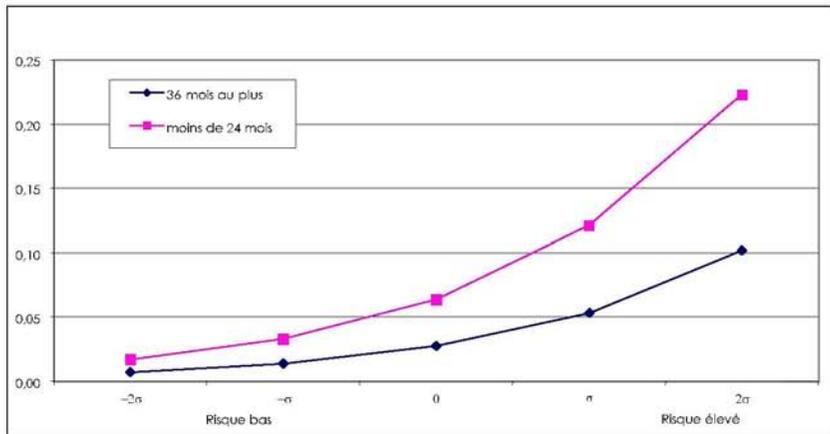
Sur les graphiques (graphique 1A-C), on observe clairement la variabilité des risques de décès non seulement entre pays mais entre familles à l'intérieur de chaque pays. Comme prévu, naître dans une famille avec des caractéristiques plus favorables non observées assure une probabilité de survivre au premier anniversaire bien plus élevée. En ce qui concerne l'effet relatif à la durée de l'intervalle précédent, il est intéressant d'observer combien les enfants nés après de longs intervalles (après 36 mois) dans des familles aux caractéristiques associées à une mortalité élevée, sont exposés à des risques de mort durant la première année de vie bien plus importants que les risques auxquels sont exposés des enfants avec des caractéristiques semblables nés après des intervalles bien plus courts (inférieurs à 2 ans) mais dans des familles avec des niveaux de mortalité plus bas de la moyenne. Cela montre que, malgré l'importance des naissances espacées pour garantir une plus grande probabilité de survie, l'avantage acquis grâce à de longs intervalles précédents se réduit sensiblement si on est en présence de caractéristiques familiales défavorables.

³ Kuate Defo a montré, par exemple, que, dans certains groupes ethniques des régions orientales et septentrionales du pays, les pratiques, comme la coupure du cordon, sont régulièrement faites dans des conditions dangereuses pour la santé de la mère et du bébé. De plus, dans les régions du nord du pays on retrouve des croyances sur l'allaitement et l'alimentation des enfants elles aussi très dangereuses pour les enfants, qui sont exposés à de graves risques de malnutrition.

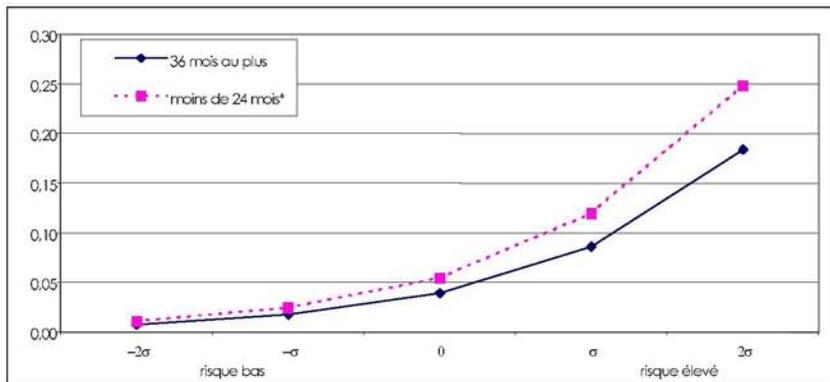
GRAPHIQUE 1.A : PROBABILITÉS DE DÉCÈS À UN AN SELON LA DURÉE DE L'INTERVALLE PRÉCÉDENT ET LES CARACTÉRISTIQUES FAMILIALES - NIGER



GRAPHIQUE 1.B : PROBABILITÉS DE DÉCÈS À UN AN SELON LA DURÉE DE L'INTERVALLE PRÉCÉDENT ET LES CARACTÉRISTIQUES FAMILIALES - CAMEROUN



GRAPHIQUE 1C : PROBABILITÉS DE DÉCÈS À UN AN SELON LA DURÉE DE L'INTERVALLE PRÉCÉDENT ET LES CARACTÉRISTIQUES FAMILIALES - KENYA



9. Conclusion

L'analyse des déterminants de la mortalité durant la première année de vie dans quatre pays d'Afrique a confirmé l'importance de longs intervalles entre les naissances et de l'allaitement prolongé pour garantir de plus grandes probabilités de survie. Elle a aussi mis en évidence l'existence d'une corrélation entre les risques de décès des frères et sœurs à travers l'effet de caractéristiques familiales communes non observées. En plus des caractéristiques du nouveau-né, les facteurs relatifs à l'environnement familial sont des éléments importants qui influencent les probabilités de survie.

À travers l'application de modèles à composantes aléatoires, on a pu obtenir une mesure de l'effet de telles caractéristiques sur les risques de décès et observer clairement les différences profondes des niveaux de risque de décès non seulement entre les pays analysés mais aussi dans chacun d'eux. Ces différences sont déterminées par des facteurs culturels, qui influencent les pratiques de soin et d'allaitement des enfants, par des caractéristiques socio-économiques, qui déterminent la qualité et la disponibilité des ressources et par les conditions environnementales.

La famille se confirme être un important niveau d'analyse dans l'étude de la mortalité. Il faut toutefois souligner que de nombreux facteurs qui influencent les caractéristiques familiales se réfèrent à un niveau plus élevé d'association (la communauté, l'aire territoriale). On pourra donc développer cette étude en élargissant l'analyse à une structure hiérarchique des données plus complexe.

BIBLIOGRAPHIE

- AABY P., (1992), Overcrowding and intensive exposure : major determinants of variations in measles mortality in Africa, in E. Van de Walle, G.Pison and M. Sab Diakanda (eds), *Mortality and Society in Sub Saharan Africa*, Clarendon Press, Oxford, 1992.
- ALLISON P. D., (1982), Discrete-time methods for the analysis of event histories, in S.Leinhardt (ed.), *Sociological Methodology*, San Francisco : pp. 61-98.
- BAKKETEIG L. S., HOFFMAN H. J., HARLEY E. E., (1979), The tendency to repeat gestational age and birth weight in successive births, *Journal of American Obstetrics and Gynecology*, vol. 135,8, pp.1086-1103.
- CURTIS S. L., DIAMOND I., MCDONALD J.W., (1993), Birth interval and family effects on post-neonatal mortality in Brazil, *Demography*, vol.30, n.1, pp.33-43.
- DAS GUPTA M., (1990). Death clustering, mothers' education and the determinants of child mortality in rural Punjab, India. *Population Studies*, vol. 44, n. 3, pp. 489-505.
- GOLDSTEIN H., (1995), *Multilevel Statistical Models*, 2nd edition, Edward Arnold, London.
- GUO G, (1993), Use of sibling data to estimate family mortality effects in Guatemala, *Demography*, 30, 1, pp. 15-32.
- HOBcraft J. N., MCDONALD J. W., RUTSTEIN S. O., (1985), Demographic determinants of infant and early child mortality : a comparative analysis, *Population Studies*, 39, 3, pp. 363-85.
- KUATE DEFO B., (1995), Determinants of infant and early childhood mortality in Cameroon : the role of Socio-economic factors, housing characteristics amid immunization status, *Social Biology*, vol. 41, 3-4, pp. 181-211.
- MADISE N., DIAMOND I., (1993), Determinants of infant mortality in Malawi : an analysis to control for death clustering within families, *Journal of biosocial science*, 27, pp. 95-106.

- MAGADI M. A., MADISE N. J., RODRIGUES R. N., (2000), Frequency and timing of antenatal care in Kenya : explaining the variations between women in different communities, *Social Science and Medicine*, 51, pp. 551-561.
- MOSLEY W. H., CHEN L. C., (1984), Child survival : strategies for research (*Supplement to vol. 10 Pop. And dev. Review*) pp. 25-45.
- SASTRY N., (1997), Family level clustering of childhood mortality risk in Northeast Brazil, *Population studies*, 52, pp. 245-261.
- YAMAGUCHI K., (1991), *Event History Analysis*, Sage.