

Influence des facteurs socioculturels sur la survie des enfants de moins de cinq ans au Bénin

DANSOU Justin*

Introduction

La mortalité comme phénomène démographique a longtemps fait l'objet de l'attention des gouvernements, institutions et chercheurs. Cela résulte du fait que la survie de l'être humain en général et celle des enfants en particulier demeure une préoccupation majeure des décideurs. Le niveau de la mortalité des enfants est non seulement un indicateur du niveau de développement socio-économique d'un pays, mais il permet aussi d'identifier les problèmes et d'évaluer les besoins en matière de santé dans un pays.

Dans tous les domaines et notamment en matière de santé, des inégalités considérables demeurent ou même progressent entre les pays, comme à l'intérieur même de ceux-ci (Goesling et Firebaugh, 2004 ; Vimard *et al.*, 2011). Le niveau de mortalité des moins de cinq ans est 9 fois supérieur dans l'ensemble des pays en développement à ce qu'il est dans les pays développés (Vimard *et al.*, 2011). Ceci témoigne de l'hétérogénéité de la répartition des décès de moins de 5 ans. Les études révèlent que la disponibilité des soins médicaux n'est pas le seul facteur important et que certains autres, tels que le milieu écologique, l'environnement socio-économique et les pratiques culturelles, jouent également un grand rôle (Barbieri, 1991).

Toutefois, au Bénin à l'instar des autres pays du monde et d'Afrique noire en particulier, la situation de la santé des enfants reste encore préoccupante. La situation sanitaire de l'enfant au Bénin est caractérisée par une diminution lente et la persistance à un niveau élevé des indicateurs de morbidité et de mortalité malgré une couverture satisfaisante des soins infanto-juvéniles. En effet, 77 % de la population résident à moins de 5 km d'une institution sanitaire, avec un faible taux d'utilisation de 44 % de ces structures et près de 22 % des naissances surviennent encore à domicile surtout dans le Nord du pays (OMS, 2009). À quoi cela sert donc de disposer des hôpitaux équipés avec du matériel adéquat et un personnel qualifié si la majorité de la population n'est pas disposée à s'en servir ? Au Bénin, les différents programmes de santé en général et ceux dédiés aux enfants en particulier comme le programme de protection et de suivi des enfants de moins de cinq ans restent sous utilisés. L'une des

* Assistant de Recherches à l'Institut de Formation et de Recherches Démographiques (IFORD), Yaoundé (Cameroun)

faiblesses majeures de ces programmes est la non prise en compte des facteurs socio-anthropologiques de la morbidité et de la mortalité infantile (INSAE, 2003 : 12). Par exemple *dans certaines sociétés du Bénin, la viande et le poisson sont supposés provoquer des troubles de la digestion chez les enfants et leur donner des œufs à manger est présumé les rendre voleurs – l'œuf est un aliment de luxe. Il résulte de ces croyances que ces enfants souffrent fréquemment de carences protéiniques* (Barbieri, 1991 : 23)

La mortalité des enfants reste donc une grande préoccupation pour les décideurs politiques et un sujet toujours actuel de la recherche, dans un contexte mondial marqué par un développement biomédical et sanitaire rapide qui permet de nouvelles avancées en médecine et en technologie. Dans ce contexte l'important dans ce domaine est de bien cerner les facteurs qui influencent le risque de morbidité et de mortalité des enfants.

Selon l'OMS (1999), les changements dans les niveaux de revenus n'ont contribué qu'à hauteur de 17 % dans la réduction de la mortalité infantile entre 1960 et 1990. Ce faible lien entre le revenu et la baisse de la mortalité infantile indique qu'il n'est pas le seul facteur décisif en matière de mortalité infantile. L'ethnie, considérée comme le cadre naturel des faits culturels et du comportement collectif est le centre autour duquel s'articulent des coutumes et des objets dits traditionnels (Wasso, 1998 ; Akoto, 1993). Une meilleure connaissance de l'influence des facteurs socio-culturels s'avère indispensable en matière de mortalité aux jeunes âges. Ainsi, au regard du caractère pluriethnique du Bénin, les recherches sur la mortalité aux jeunes âges, devraient tout particulièrement retenir une approche socio-culturelle de ce phénomène. Nous avons dans cette communication essayé de mettre en évidence le rôle de l'appartenance ethnique de la mère sur les risques de décès des enfants à partir de la question centrale : « *Quelle est l'influence de l'appartenance ethnique de la mère sur la survie des enfants de moins de cinq ans au Bénin ?* ».

Plus spécifiquement, cette étude décrit la survie des enfants selon l'appartenance ethnique de sa mère et évalue l'effet spécifique de cette variable sur la survie des enfants.

Facteurs socioculturels et mortalité des enfants : état de l'art

Dans l'explication de la mortalité aux jeunes âges, plusieurs théories existent, notamment les approches socioculturelle, économique, communautaire, environnementale et enfin nutritionnelle. Cette étude adopte l'approche socioculturelle qui postule que les divergences socio-culturelles entre les sociétés expliquent une part importante de la mortalité des enfants. Elle met l'accent sur la culture¹ et précisément sur les pratiques traditionnelles qui peuvent s'avérer néfastes à la survie de la population en général et celle des enfants en particulier (Akoto, 1993 ; Rakotondrabe, 2004). Dans cette perspective, plusieurs études ont montré une forte variation de la mortalité des enfants selon un certain nombre de variables notamment l'ethnie.

Au Nigéria voisin, Fayehun et Omololu (2011) montrent une forte variation inter-ethnique de la mortalité des enfants. Dans une étude réalisée dans 13 pays d'Afrique sur les inégalités socio-économiques

¹ Elle a été définie par Guy Rocher puis reprise par Akoto (1993) comme étant « un ensemble lié de manières de penser ; de sentir et d'agir plus ou moins formalisées qui étant apprises et partagées par une pluralité de personnes, servent, d'une manière à la fois objective et symbolique, à constituer ces personnes en une collectivité particulière et distincte ».

et culturelles devant la mort, Akoto et Tabutin (1989) constatent que les communautés ethniques sont en positions très différentes face à la mortalité même après avoir neutralisé l'effet d'autres variables. Avec les Enquêtes Mondiales de Fécondité (EMF) du Cameroun, du Kenya, du Sénégal, Akoto (1993), montre que les écarts inter-ethniques de mortalité des enfants sont statistiquement significatifs dans les trois pays étudiés. Par exemple au Cameroun, le quotient de mortalité infanto-juvénile (${}_5q_0$) va de 168 ‰ chez les Bafia à 252 ‰ chez les Mandara, soit un écart absolu de 84 points. Au Sénégal et au Kenya, cette étendue de variation est encore plus considérable. La différence entre les ethnies extrêmes y atteint 164 points et 147 respectivement.

En effet, l'attitude face à la maladie, à la mort, aux services de soins, l'âge à la maternité, la durée d'allaitement, les pratiques d'alimentation des enfants, l'intervalle inter-général et beaucoup d'autres variables sont fortement liés à des aspects culturels (Akoto, 1993). À titre d'exemple, à propos des différences de comportements des Ewé et des Kabye (Plateau de Dayes-Togo) vis-à-vis de la médecine occidentale, Vimard (1980), écrit que la distance physique qui sépare la population des services de santé n'est souvent que de peu d'importance au regard de la distance culturelle. De même, une étude effectuée au Kenya dans le district de Machakos à prédominance rurale, a montré que certains groupes ethniques, comme les Akambas, usent fréquemment de pratiques traditionnelles pour éloigner les « *mauvais esprits* » qui affligent l'enfant malade avant de recourir à la médecine moderne. Sur la base d'enquêtes réalisées dans les années 1990 dans 11 pays d'Afrique², Bockerhoff et Hewett (2000) montrent que la probabilité de décès pendant les premiers mois ou avant l'âge de cinq ans varie significativement d'un groupe ethnique à l'autre. Ces auteurs précisent que pour les pays sahéliens (Mali, Niger, Sénégal) les différences interethniques de la mortalité des enfants sont étroitement liées aux écarts dans le recours aux services de santé. De même au Cameroun, Podlewski (1988) montre que dans 30 groupes ethniques du nord du pays les taux de mortalité différaient en fonction du cadre écologique ainsi que du degré d'assimilation à la culture islamique. Des études ont aussi montré qu'au Burkina Faso, les Peuhl seraient plus résistants au paludisme, la première cause de mortalité du pays (Modiano *et al.* 1999).

Pour Akoto (1993 : 71), le fait de manger et le choix de ce que l'on mange dépassent le simple cadre du naturel et débouchent sur le culturel. « *Manger, boire, se reproduire, tout cela que l'on qualifie de naturel, est pour l'homme, de l'ordre de la culture* » (Société africaine de culture). De ce fait, la santé du nourrisson et du jeune enfant peut se trouver compromise selon qu'on lui administre ou non des aliments respectant les normes hygiéniques et de qualité nécessaire pour son développement. Dans l'analyse de la morbidité et de la mortalité infantiles à partir des données de l'Enquête Socio-anthropologique sur la Fécondité et la Mortalité Maternelle et Infantile, l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Économique (INSAE-Benin, 2003 : 106) est parvenu aux résultats selon lesquels, au Bénin, les interdits³ non alimentaires, les cérémonies⁴ et rites⁵ destinés au nouveau-né et à la mère influencent la santé des enfants.

² Côte d'Ivoire, Ghana, Kenya, Mali, Namibie, Niger, Ouganda, République Centrafricaine, Rwanda, Sénégal et Zambie

³ Sont considérés comme interdits, tous comportements ou toutes pratiques qu'un individu ne doit point adopter ou exercer sous peine d'être rejeté de la société, du clan ou de la famille (INSAE, 2003).

⁴ Définie par le Dictionnaire Petit Robert (1983), comme « une forme de solennité accordée à un événement, à un acte important de la vie sociale ». En d'autres termes, il s'agit des manifestations extérieures privée ou publique répondant à des règles sociales et marquant un événement. La cérémonie désigne dans le cadre de l'étude en question une manifestation liée à la naissance d'un enfant (INSAE, 2003).

⁵ Les rites sont considérés comme des pratiques que doit intérioriser une personne pour être membre d'une société, d'un clan ou d'une famille (INSAE, 2003).

Akoto et Tamashe (2002), dans une étude réalisée couvrant cinq pays africains (Burkina Faso, Cameroun, Côte d'Ivoire, Zimbabwe et Tanzanie) ont souligné que, le fait pour une femme de ne pas effectuer de visite prénatale ou de le faire tardivement augmente de 36 à 70 % environ le risque de décès à très bas âge de son enfant.

Au vue de l'abondante littérature, la survie infanto-juvénile est médiatisée par un ensemble de facteurs socioculturels, économiques, biodémographiques et comportementaux ayant un effet direct sur la santé des enfants. Ces variables comprennent entre autre l'intervalle inter-génésique, l'âge de la mère à la naissance de l'enfant, la parité, le rang de naissance, l'allaitement et méritent en raison de leurs impacts sur la mortalité des enfants, une attention particulière (Mosley et Chen, 1984 ; Hobcraft *et al.*, 1983 ; Rutstein, 1984).

Cadre conceptuel et cadre d'analyse de l'étude

Au regard de la diversité socioculturelle et de l'organisation sociale de chaque ethnie au Bénin où les comportements en matière de santé restent tributaire des modèles culturels faites d'idées, de croyances, nous supposons que les enfants de mères appartenant aux ethnies Adja, Fon et Yoruba décèdent moins et que les enfants de mères Peuhl et Dendi sont les plus défavorisés.

Notre cadre d'analyse s'inspire de celui de la mortalité des enfants dans les pays en développement de Mosley et Chen développé en 1984 et modifié par Barbieri (1991 : 31-33). Le principe de Mosley et Chen repose sur la distinction entre les déterminants ayant un effet immédiat sur la santé (les "déterminants proches", encore appelés "Variables intermédiaires") et les autres, dont l'impact est médiatisé par ces derniers. Cinq groupes de facteurs ont été identifiés par ces auteurs, il s'agit des *facteurs maternels*, de la *contamination environnementale*, des *carences nutritionnelles*, des *blessures*, du *contrôle individuel*. Barbieri, quant à lui, supprime deux (*facteurs maternels* et *blessures*) des cinq facteurs identifiés par ces prédécesseurs et décompose les trois autres pour en élaborer un modèle global intégrant : les *facteurs d'environnement écologique*, les *déterminants socioéconomiques, culturels et politiques*, *l'exposition au risque de maladie*, *le système de santé*, *la résistance*, *la morbidité* et *la thérapie*.

Données et méthodes

Données

Les données utilisées sont issues de l'Enquête Démographique et de Santé du Bénin (EDSB-IV) réalisée par l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Économique (INSAE). Elles ont été collectées auprès de 17422 ménages et 16599 femmes de 15-49 ans entre décembre 2011 et avril 2012. La population cible de l'étude est constituée des 9111 dernières naissances vivantes (des mères enquêtées) des cinq dernières années précédant l'enquête parmi lesquelles il y a eu 329 décès.

Pour estimer la qualité de l'enquête, les taux de non réponses pour chaque variable de l'étude ont été calculés et les indicateurs de l'EDSB-2011-2012 ont été comparés à d'autres sources de données. Toutes les variables retenues présentent un taux de non-réponse inférieur au maximum fixé (10 %).

Variable dépendante

Pour appréhender l'influence de l'appartenance ethnique de la mère sur la survie des enfants, nous retenons comme variable dépendante, le risque de décès des enfants de 0-4 ans. Cette variable est saisie pour toutes les dernières naissances vivantes au cours des cinq années précédant l'enquête. Elle a deux modalités : 1 si l'enfant est décédé et 0 sinon.

Variabes indépendantes

La principale variable indépendante est l'appartenance ethnique de la mère. Cette variable comporte huit modalités : Adja, Bariba, Dendi, Fon, Bétamaribé, Peuhl, Yoa et Yoruba.

Nous avons retenu les groupes de facteurs suivants pour l'étude : *Les facteurs socioéconomiques* mesurés par le niveau de vie du ménage, le statut d'occupation et le niveau d'instruction de la mère et le milieu de résidence ; *les facteurs biodémographiques* appréhendés par l'âge de la mère à la naissance de l'enfant, le rang et l'intervalle inter-général précédent, le type de naissance, le sexe de l'enfant, l'allaitement de l'enfant ; *les facteurs comportementaux de recours aux soins de santé moderne* appréhendés par le nombre de consultations prénatales et le suivi médical de l'enfant avant deux mois ; *les facteurs comportementaux relatifs au post-partum* mesurés par la durée d'abstinence après accouchement ; le nombre d'unions, indicateur de *parcours matrimonial de la mère* ; *les facteurs relatifs aux conditions d'accouchement* mesurées par le temps passé au lieu d'accouchement.

Méthodes⁶

Pour cette étude, nous utilisons l'analyse biographique du risque ou analyse de transition. Au niveau bivarié les courbes de survie sont examinées à l'aide de la méthode d'estimation actuarielle. Les analyses multivariées quant à elles, prennent la forme des modèles de régression logistique à temps discret.

Les méthodes d'estimation actuarielle reposent sur l'hypothèse selon laquelle le risque instantané h_t est constant tout le long de l'intervalle de temps (Le Goff, 1994). On considère, en outre, que les échéances et les sorties d'observation ont lieu uniformément durant l'intervalle de temps $[t_j, t_j + 1[$ (Le Goff *et al.*, 2013). Les tests de *Wilcoxon* sont réalisés pour vérifier si les différences de survie des enfants observées dans le temps selon l'appartenance ethnique de la mère sont statistiquement significatives.

Le modèle de régression logistique retenu considère le temps de manière discrète (Le Goff *et al.*, 2013). On suit mois après mois, la survie ou le décès des enfants au cours des 60 derniers mois précédant l'enquête. La probabilité conditionnelle de connaître ou de ne pas connaître l'évènement est toujours monotone avec le temps (Le Goff *et al.*, 2013), c'est pourquoi nous optons pour un modèle de type de *Piecewise constant* en temps discret où on considère que le logit de la probabilité conditionnelle est constant sur un intervalle de temps, puis prend une autre valeur sur l'intervalle de temps suivant.

⁶ Courgeau et Lelièvre, (1989), Le Goff *et al.* (2013 : 4-10)

Le modèle statistique est spécifié comme suit (Le Goff *et al.*, 2013 : 7) :

$$\text{Logit} [h(t_i)] = \text{Logit} \left[\frac{h(t_i)}{1 - h(t_i)} \right] = a(t) + \beta X t_i$$

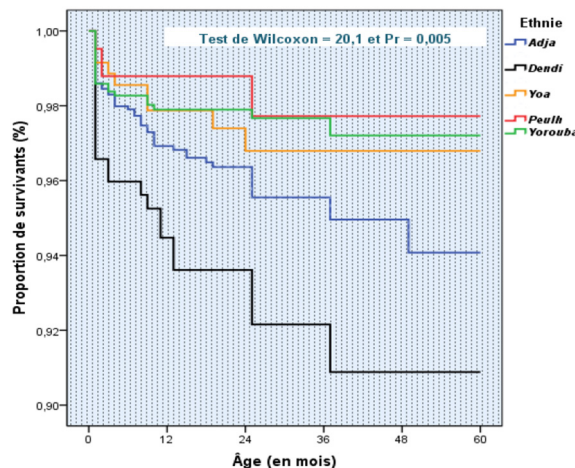
où, (h_i) est la probabilité que l'enfant i connaisse l'événement (un décès) au temps t , conditionnelle au fait que l'événement ne s'est pas encore produit c'est-à-dire que l'enfant est encore en vie. $\alpha(t)$ représente le risque de base, probabilité conditionnelle chez les enfants du groupe de référence, modélisé par une fonction de la durée de séjour, dans ce cas, la durée de survie et du logarithme de cette durée, afin de tenir compte de sa forme non-linéaire. Le temps représente les périodes d'âge décomposé sur l'intervalle 0-59 mois. X_{ti} est un vecteur de variables explicatives retenues pour l'analyse. β représente la matrice des coefficients de régression et il est estimé par la méthode de maximum de vraisemblance.

Principaux résultats

Courbes de survie des enfants selon l'appartenance ethnique de la mère

L'examen des différentes courbes de survie (graphique 1), de la valeur de la statistique de Wilcoxon et de la probabilité associée (*Test de Wilcoxon = 20,1 et Pr = 0,005*) montre l'existence d'un différentiel de mortalité des enfants de moins de cinq ans au seuil de 1 %. En comparant les différentes courbes de survie, on constate que quel que soit l'âge (0-59 mois), les enfants de mères Dendi sont les plus défavorisés. Leur courbe de survie est en dessous de celles des autres. Par contre, les enfants de mères Peuhl et Yorouba semblent présenter une survie meilleure. Il ressort du tableau de survie qu'à 5 ans, les proportions d'enfants survivants selon l'appartenance ethnique de la mère sont les suivantes : 91,0 % (Dendi) ; 92,2 % (Bétamaribé) ; 94,1 % (Adja) ; 94,7 % (Fon) ; 96,2 % (Bariba) ; ; 96,8 % (Yoa) ; 97,2 % (Yoruba) et 97,7 % (Peuhl).

Graphique 1. Évolution de la proportion d'enfants survivant selon l'appartenance ethnique de la mère



Note : Pour une meilleure lisibilité du graphique, nous avons représenté les courbes pour cinq groupes ethniques suivant : Adja, Dendi, Yoa, Peuhl et Yorouba

Par ailleurs, les tests de comparaison des proportions d'enfants survivants des différents groupes ethniques deux à deux confirment au seuil de 5 %, l'avantage comparatif des enfants de mères Peuhl par rapport aux autres enfants sauf par rapport aux enfants de mères Yorouba et Yoa où la différence n'est pas significative.

Distribution de l'échantillon par variables explicatives selon l'ethnie

Afin d'examiner les éventuels avantages de certains groupes ethniques par rapport aux autres, le tableau 1 suivant donne la distribution de l'échantillon (*dernières naissances vivantes des cinq dernières années précédant l'EDSB-2011-2012*) suivant les variables indépendantes en fonction de la variable indépendante principale (*l'ethnie*).

Tableau 1. Proportion des dernières naissances de moins de cinq ans par variables explicatives selon l'appartenance ethnique de la mère

Variables/modalités	Adja	Bariba	Dendi	Fon	Yoa	Bétamaribé	Peulh	Yorouba	p-value ¹
<i>Milieu de résidence</i>									
Rural	67,0	61,5	52,3	61,8	68,7	67,0	68,6	57,1	0,000
Urbain	33,0	38,5	47,7	38,2	31,3	33,0	31,4	42,9	
<i>Niveau d'instruction de la mère</i>									
Aucun	70,9	86,5	78,7	66,8	77,2	83,7	95,0	66,2	
Primaire	17,5	7,0	11,4	19,6	12,4	11,4	2,9	18,9	0,000
Secondaire et plus	11,6	6,5	9,9	13,6	10,4	4,8	2,1	14,9	
<i>Statut d'occupation de la mère</i>									
Inactives	27	40	58	21	38	49	61	29	
Commerçantes/Services	40	31	25	56	42	14	21	41	0,000
Agricultrices/Ouvrières	34	30	17	23	20	37	19	30	
<i>Durée de travail</i>									
< 24 heures	19,4	17,7	31,9	15,0	13,6	16,0	23,6	17,4	
1-3 jours	69,7	78,4	62,3	72,9	82,3	72,2	72,0	75,0	0,000
4 Jours ou plus	10,9	4,0	5,8	12,0	4,2	11,8	4,4	7,6	
<i>Examen sanitaire du bébé pendant les 2 premiers mois</i>									
Oui	47,1	38,4	35,4	52,7	46,2	67,6	31,9	52,1	0,000
Non	52,9	61,6	64,6	47,3	53,8	32,4	68,1	47,9	
<i>Durée d'abstinence après la naissance</i>									
< 3 mois	20,0	11,5	13,8	19,8	10,8	11,3	15,1	10,1	0,000
3-6 mois	52,0	25,2	47,8	51,2	26,7	24,9	28,1	42,0	
7-12 mois	16,3	30,5	24,8	17,9	29,5	32,6	26,2	29,1	
13 mois ou +	11,7	32,8	13,5	11,2	33,0	31,2	30,5	18,8	

Variables/modalités	Adja	Bariba	Dendi	Fon	Yoa	Bétamaribé	Peulh	Yorouba	p-value ¹
<i>Nombre d'unions de la mère</i>									
1 Union	88,6	90,0	89,6	90,2	90,1	91,6	95,9	90,8	0,003
Plus d'une union	11,4	10,0	10,4	9,8	9,9	8,4	4,1	9,2	
<i>Allaitement</i>									
Oui	91,8	92,7	93,1	91,7	93,0	86,9	90,7	95,1	0,000
Non	8,2	7,3	6,9	8,3	7,0	13,1	9,3	4,9	
<i>Niveau de vie du ménage</i>									
Pauvre	41,8	52,7	44,6	34,5	42,5	81,7	81,2	32,4	0,000
Moyen	44,1	40,2	40,9	44,9	48,5	16,0	15,7	46,7	
Riche	14,1	7,1	14,5	20,6	9,0	2,3	3,1	21,0	
<i>Rang de naissance / Intervalle précédent</i>									
Rang 1	18,1	17,5	19,0	18,4	18,7	17,6	15,7	21,3	0,000
2-5 & < 24 mois	8,7	8,0	7,1	7,8	5,4	7,0	9,3	7,5	
2-5 & 24-36 mois	21,3	21,6	17,6	22,8	21,8	20,5	25,4	20,1	
2-5 & 37 mois et +	33,8	31,9	31,0	34,2	35,4	29,9	23,8	37,8	
6 & +/< 24 mois	2,9	3,0	6,0	2,0	1,4	5,1	6,4	1,6	
6 & +/24-36 mois	6,3	7,2	6,8	5,6	5,9	8,9	9,0	4,0	
6 & +/37 mois & +	8,9	10,7	12,5	9,1	11,3	10,9	10,5	7,8	
<i>Age de la femme à la maternité</i>									
Moins de 20 ans	8,1	11,8	8,2	7,5	10,7	11,4	12,1	8,6	0,000
20-34 ans	73,1	71,8	77,3	76,7	73,8	67,6	75,3	76,1	
35 ans ou +	18,9	16,4	14,5	15,8	15,5	21,0	12,6	15,3	
<i>Sexe de l'enfant</i>									
Masculin	52,6	50,4	50,9	51,6	54,9	52,2	48,2	53,7	0,580
Féminin	47,4	49,6	49,1	48,4	45,1	47,8	51,8	46,3	
<i>Consultation prénatales</i>									
Aucune	7,5	21,0	21,6	5,8	18,3	21,9	54,7	11,4	0,000
1-2 Visite	7,6	13,9	10,2	8,0	18,3	15,9	12,4	11,6	
3 Visites ou +	84,9	65,1	68,1	86,2	63,4	62,2	32,8	77,0	
Effectif	1366	891	352	3831	355	743	421	992	

1 = Basé sur le test Chi2 de Pearson

Source : exploitation des données de l'EDSB-2011-2012

Hormis le sexe de l'enfant, toutes les autres variables sont significativement associées à l'appartenance ethnique de la mère. Ces différences concernent particulièrement le niveau de vie des ménages, le niveau d'instruction des mères, l'âge de la mère à la naissance de l'enfant, le rang et l'intervalle

inter-généralité précédent et le recours aux soins de santé moderne mesuré par le nombre de consultations prénatales et le suivi médical du bébé dans les deux premiers mois suivant la naissance. Ces variables sont aussi significativement associées (*excepté le sexe de l'enfant, le milieu de résidence, la région de résidence et le niveau d'instruction de la mère*) au risque de décès des enfants d'après les courbes de survie actuarielles.

En effet, par rapport au niveau de vie des ménages, les enfants de mères Peuhl et Bétamaribé semblent être les plus défavorisés par opposition aux enfants de mères Yoruba et Fon, les plus avantagés. Ainsi, la proportion d'enfants vivants dans les ménages riches est de 21,0 et 20,6 respectivement pour les enfants de mères Yoruba et Fon contre seulement 3,1 et 2,3 pour les enfants de mères Peuhl et Bétamaribé respectivement. En prenant en compte le recours aux soins de santé moderne, on constate que les enfants Peuhl, Bétamaribé, et Dendi sont les plus défavorisés puisque plus de 60 % d'entre eux n'ont bénéficié d'aucun suivi médical pendant les deux premiers mois de vie.

Effets bruts des variables explicatives sur le risque de décès des enfants

À partir des analyses bivariées, on constate qu'au seuil de 5 %, presque toutes les variables relatives aux caractéristiques socioculturelles, économiques, comportementales et biodémographiques exercent, un effet brut significatif sur la survie des dernières naissances de moins de 5 ans au Bénin, en 2011-2012.

Excepté le niveau d'instruction de la mère, le milieu de résidence et le sexe de l'enfant, les résultats bivariés montrent l'existence d'une association négative et significative entre le risque de décès des enfants et les variables d'appartenance ethnique de la mère, le niveau de vie des ménages, le statut d'occupation de la mère, le recours aux soins de santé mesuré par le nombre de consultations prénatales et le suivi médical du bébé pendant les deux premiers mois de vie, le parcours matrimonial de la mère mesuré par le nombre d'unions, les facteurs comportementaux relatifs au post-partum mesurés par la durée d'abstinence de la mère après l'accouchement, les conditions d'accouchement mesurées par le temps passé au lieu d'accouchement, l'allaitement de l'enfant, le rang et l'intervalle génésique et même le type de naissance.

Comparés aux enfants de mères qui se déclarent appartenir au groupe ethnique Yoruba, les enfants des mères Adja, Bétamaribé, Dendi et Fon présentent respectivement un risque de décès relativement élevé de 1,7 ; 2,1 ; 3,3 et 1,8 fois de plus contrairement aux enfants de mères Bariba, Peuhl et Yoa qui ne présentent pas de risque différentiel de mortalité significatif. Les risques différentiels selon les facteurs comportementaux relatifs au post-partum mesurés par la durée d'abstinence de la mère après l'accouchement sont aussi importants. Les enfants dont les mères ont observé une abstinence de moins de trois mois et de 7 à 12 mois, présentent respectivement un risque relatif de près de 47 % de plus et de 35 % de moins par rapport à ceux de mères de durée d'abstinence comprise entre 3 et 6 mois.

En résumé, l'analyse bivariée confirme les résultats théoriques attendus, quant à l'association de certains facteurs et le risque de décès des enfants. En particulier, l'appartenance ethnique de la femme et le niveau de revenu sont significativement associée au décès avant 5 ans. En revanche, le niveau d'instruction de la mère, le milieu de résidence et le sexe de l'enfant ne semblent pas représenter des facteurs différentiels significatifs de risque de décès des enfants avant cinq ans au Bénin entre 2011 et 2012.

Essai d'explication de la survie différentielle des enfants

Nous avons essayé de contrôler l'effet de l'ensemble des variables retenues à travers une analyse multivariée au moyen de modèles de régression logistique de survie en temps discret de type *Piecewise*. Dans un premier temps, nous avons contrôlé l'effet de l'ensemble des variables retenues y compris l'ethnie afin de vérifier si les associations obtenues au niveau bivarié se maintiennent. Ensuite, nous avons développé un modèle multivarié pour chaque groupe ethnique afin de mettre en évidence les différents facteurs de risque des enfants.

Effets nets des variables d'étude sur le risque de décès des enfants

Lorsque l'on contrôle les autres variables, l'effet de l'appartenance ethnique de la mère sur le risque de décès des enfants s'atténue mais demeure (tableau 2) et confirme donc l'association entre l'appartenance ethnique de la mère et le risque de décès des enfants. De même, toutes choses égales par ailleurs, les différences significatives de mortalité aux jeunes âges (0-4 ans) restent associées en 2011-2012 au Bénin au statut d'occupation de la mère, à l'âge de mère à la naissance de l'enfant, au nombre d'unions de la mère, au nombre de consultations prénatales, à la durée d'abstinence après la naissance de l'enfant, au temps passé au lieu d'accouchement, au type naissance, au rang et l'intervalle précédent, à l'allaitement et le suivi médical de l'enfant pendant les deux premiers mois de vie.

Tableau 2. Effets nets des variables indépendantes sur la survie des enfants de 0-4 ans

Variables/Modalités	Odd-Ratio
<i>Ethnie</i>	
Dendi	2,4***
Fon (r)	R
<i>Statut d'occupation de la mère</i>	
Inactives	0,6***
Commerçantes/Services (r)	R
Agricultrices/Ouvrières	1,5***
<i>Age de la femme à la maternité</i>	
Moins de 20 ans	1,7**
20-34 ans (r)	R
<i>Nombre d'unions de la mère</i>	
1 Union (r)	R
Plus d'une union	1,6***
<i>Consultations prénatales</i>	
Aucune	0,5***
1-2 Visite	1,7***
3 Visites ou +	R

Variables/Modalités	Odd-Ratio
<i>Durée d'abstinence après la naissance</i>	
< 3 mois	1,5***
3-6 mois (r)	R
7-12 mois	0,6***
13 mois ou +	0,7**
<i>Temps passé au lieu d'accouchement</i>	
< 24 heures (r)	R
4 Jours ou +	2,1***
<i>Type de naissance</i>	
Simple (r)	R
Multiple	4,8***
<i>Rang et intervalle génésique</i>	
2-5 & < 24 mois	2,0***
2-5 & 24-36 mois	1,5**
2-5 & 37 mois ou +	R
6 & +/< 24 mois	6,9***
6 & +/24-36 mois	3,7***
6 & +/ 37 mois ou +	1,8***
<i>Allaitement</i>	
Oui (r)	R
Non	9,0***
<i>Suivi médical de l'enfant avant 2 mois</i>	
Oui (r)	R
Non	1,9***
<i>Âge de l'enfant</i>	
0-11 mois	5,5***
12-23 mois	2,2***
24-59 mois (r)	r

Note : seules les modalités des variables significatives au dernier modèle sont représentées

Toutes choses égales par ailleurs, les enfants de mères Dendi présentent 2,4 fois plus de risque de décès avant cinq ans, comparé aux enfants de mères Fon. Les enfants de mères appartenant aux ethnies Adja, Bariba, Bétamaribé, Yoa, Peuhl et Yoruba quant à eux, courent le même risque en termes de mortalité par rapport aux enfants de mères Fon. La principale hypothèse de l'étude selon laquelle les enfants des groupes ethniques Adja, Fon et Yoruba présentent des risques de décès faibles par rapport aux

autres enfants est donc partiellement confirmée ; puisque le même risque de décès que présentent les enfants de mères Peuhl par rapport aux enfants de mères Fon est contraire à nos attentes. Néanmoins, ce résultat pourrait s'expliquer à la lumière de certains résultats antérieurs issus de la littérature dans d'autres contextes notamment au Burkina Faso (Modiano *et al.* 1999) qui faisaient état de ce que les Peuhl seraient plus résistant au Paludisme, principale cause de mortalité aux jeunes âges.

Effets nets des variables d'étude sur le risque de décès des enfants selon l'appartenance ethnique de la mère

Une fois les variables contrôlés, on constate que les facteurs de risque des enfants avant leur cinquième anniversaire varient d'un groupe ethnique à un autre (Tableau 3). Toutes choses égales par ailleurs, les différences significatives de mortalité aux jeunes âges (0-4 ans) des enfants de mères Adja restent principalement associées en 2011-2012 au Bénin à l'allaitement maternel de l'enfant, à l'intervalle inter-génésique précédent, le suivi médical de l'enfant pendant les deux premiers mois de vie et au sexe de l'enfant. Par rapport aux bénéficiaires de suivi médical pendant les deux premiers mois de vie, les enfants non bénéficiaires courent environ deux fois plus de risque de ne pas fêter leur cinquième anniversaire. Chez les Adja, on enregistre une surmortalité des garçons avant cinq ans. Les filles courent environ 50 % moins de risque de décès par rapport aux garçons.

Chez les Bariba, les facteurs de risque des enfants avant cinq ans sont relatifs aux conditions d'accouchement mesurées par le temps passé au lieu d'accouchement, l'allaitement maternel de l'enfant et la durée d'abstinence observée par la mère après la naissance de l'enfant. Le risque de décès chez les enfants ayant passé plus de quatre jours au lieu d'accouchement à la naissance est d'environ 66 fois plus grand que celui des enfants qui y ont passé moins de 24 heures.

Les conditions d'accouchement appréhendées par le temps passé au lieu d'accouchement, l'âge de la mère la naissance de l'enfant, la durée d'abstinence observée par la mère après la naissance de l'enfant, le statut d'occupation de la mère au moment de l'enquête et l'intervalle inter-génésique précédent discriminent les enfants de mères Dendi. Comparés aux enfants dont les mères ont observé une abstinence après accouchement de 3 à 6 mois, les enfants de mères qui ont précocement (moins de trois mois) repris l'activité sexuelle, courent environ six fois plus de risque de décès avant cinq ans. Par rapport à l'âge de la mère à la naissance de l'enfant, le risque de décès est de 7 fois plus grand chez les enfants issus de mère très jeunes (moins de 20 ans), comparés aux enfants de mères adultes (20-34 ans).

La mortalité des enfants de mères Fon, est essentiellement influencée avant cinq ans par l'allaitement maternel aux seins, l'intervalle inter-génésique précédent, le statut d'occupation de la mère, le parcours matrimonial de mère appréhendé par le nombre d'unions connus par cette dernière au moment de l'enquête, le suivi médical de l'enfant pendant les deux premiers mois de vie et enfin le nombre de consultations prénatales. Le risque de décès avant cinq ans est d'environ 2,4 fois plus grand parmi les enfants n'ayant bénéficié d'aucun suivi médical pendant les deux premiers mois suivant la naissance et chez les enfants de mères ayant connu plus d'une union et n'ayant effectué qu'une ou deux consultations prénatales, comparés respectivement à leurs homologues ayant bénéficié de suivi médical avant deux (2) mois, de mères n'ayant connu qu'une union et effectué au moins trois consultations prénatales.

De loin, les caractéristiques des mères constituent les principaux facteurs discriminants des enfants Yoa par rapport au risque de décès avant cinq ans. Il s'agit essentiellement de l'âge de la mère à la naissance

de l'enfant. Les enfants issus de mères jeunes (*moins de 20 ans*) courent environ 32 fois plus de risque de décès, comparé aux enfants issus de mères adultes (*20-34 ans*). Au seuil de 10 %, le suivi médical de l'enfant avant deux mois constitue aussi un facteur discriminant de mortalité des enfants de mère Yoa.

Chez les enfants Bétamaribé, au seuil de 10 %, le statut d'occupation de la mère, la durée d'abstinence après l'accouchement, les conditions d'accouchement mesurées par le temps passé au lieu d'accouchement et l'intervalle inter-génésique précédent constituent les facteurs de risque. Le risque de mortalité des enfants dont les mères ont repris précocement (avant trois mois) l'activité sexuelle est d'environ 3 fois plus grand par rapport à celui des enfants dont les mères ont observé une abstinence post accouchement de 3 à 6 mois.

Les enfants de mères Peuhl sont, quant à eux influencés par l'intervalle inter-génésique précédent, l'âge de la mère à leur naissance et l'allaitement maternel. Comparés aux enfants allaités, les enfants non allaités courent près de 23 fois plus de risque de décès avant cinq ans. Par rapport à l'intervalle inter-génésique, le risque de décès est de 105,4 et 39,5 fois de plus respectivement chez les enfants dont l'intervalle inter-génésique précédent est de moins de 2 ans et de 2 à 3 ans, comparés aux enfants dont l'intervalle inter-génésique précédent est de plus de 3 ans. De même, les enfants de mères âgées (35 ans ou plus) courent d'important risque (52 fois plus) de décès par rapport à leurs homologues de mères adultes (20-34 ans).

Enfin, l'allaitement et l'âge de la mère à la naissance de l'enfant constituent de loin les principaux facteurs discriminants des enfants Yoruba par rapport au risque de décès avant cinq ans. Les enfants de mères âgées (35 ans ou plus) courent environ 3,6 fois plus de risque de décès par rapport à leurs homologues de mères adultes tandis que, les enfants non allaités présentent un risque d'environ 22,5 fois de plus par rapport à leurs homologues qui ont bénéficié de l'allaitement maternel.

Tableau 3. Effets nets des variables indépendantes sur la survie des enfants de 0-4 ans selon l'appartenance ethnique de la mère : Résultats des modèles de régression logistique à temps discret

Variabiles / modalités	Adja	Bariba	Dendi	Fon	Yoa	Bétamaribé	Peulh	Yorouba
<i>Instruction de la mère</i>								
Aucun (r)	r	r	r	r	na	r	na	r
Primaire	0,7	0,9	1,5	1,1		0,7		0,5
Secondaire et plus	0,9	3,5*	0,4	0,7		1,3		1,8
<i>Occupation de la mère</i>								
Inactives	0,4*	0,4	0,3***	0,5**	0,6	0,3**	7,2	0,6
Commerçantes/Services (r)	r	r	r	r	r	r	r	r
Agricultrices/Ouvrières	1,1	1,7	0,5	1,6**	0,8	0,8	0,0	0,4
<i>Age de la femme à la maternité</i>								
Moins de 20 ans	1,7	0,6	7,0***	1,3	32,5**	2,2	0,0	1,1
20-34 ans (r)	r	r	r	r		r	r	r
35 ans ou +	1,1	0,6	0,2	1,4	1,1	2,1	52,4***	3,6**

Variabiles / modalités	Adja	Bariba	Dendi	Fon	Yoa	Bétamaribé	Peulh	Yorouba
<i>Nombre d'unions de la mère</i>								
1 Union (r)	r	r	r	r	r	r	na	r
Plus d'une union	0,9	2,4*	1,6	2,4***	3,8	1,6		0,9
<i>Consultations prénatales</i>								
Aucune	0,5	2,3	0,4	0,5*	5,1	0,6	0,4	0,3
1-2 Visite	1,6	1,5	0,6	2,5***	5,4	1,4	2,9	2,0
3 Visites ou + (r)	r	r	r	r	r	r	r	r
<i>Durée d'abstinence après la naissance</i>								
< 3 mois	1,4	1,0	6,0***	1,3	0,5	2,9*	4,1	1,3
3-6 mois (r)	r	r	r	r		r	r	r
7-12 mois	0,6	0,4*	0,5	0,6*	0,4	1,0	1,2	1,2
13 mois ou +	1,0	0,2***	1,5	0,9	0,5	0,5	0,2	1,4
<i>Temps passé au lieu d'accouchement</i>								
< 24 heures (r)	r	r	r	r	na	r	na	r
1-3 jours	1,1	3,3	1,7	0,8		4,9		0,9
4 Jours ou +	2,2	66,4***	25,2***	1,3		9,8*		0,4
<i>Intervalle précédent</i>								
Moins de 2 ans	9,4***	1,2	0,1**	3,0***	0	2,7*	105,4**	1,1
2-3 ans	2,5**	1,1	1,2	1,9***	5,5	0,8	39,5**	0,6
3 ans ou plus (r)	r	r	r	r	r	r	r	r
<i>Allaitement</i>								
Oui (r)	r	r	na	r	na	r	r	r
Non	15,2***	15,0***		8***		2,1	22,9**	22,5***
<i>Suivi médical du bébé pendant les 2 premiers mois</i>								
Oui (r)	r	r	r	r	r	r	r	r
Non	2,1**	1,4	0,9	2,4***	9,1*	2,4	2,1	0,9
<i>Sexe de l'enfant</i>								
Masculin (r)	r	r	r	r	r	r	r	r
Féminin	0,5**	1,2	1,8	0,7*	0,5	0,6	4,8	1,5
<i>Age de l'enfant</i>								
0-11 mois	10,0***	3,9**	7,6***	4,3***	3,6	7,5***	4,2	4,5**
12-23 mois	2,5**	4,4***	4,9***	1,4	13,9**	3,6**	15,2**	1,6
24-59 mois (r)	r	r	r	r	r	r	r	r

*** Significatif à 1 ; ** Significatif à 5 ; * Significatif à 10 ; r = modalité de référence ; ns = non significatif

na : Non applicable (la représentativité de toutes les catégories n'est pas assurée)

Discussion et Conclusion

Ce travail a cherché à déterminer dans quelle mesure le risque de décès des enfants de moins de cinq ans varie selon l'appartenance ethnique de la mère au Bénin et de regarder si les caractéristiques propres des enfants et celles des familles pouvaient expliquer ces différences.

Les analyses bivariées montrent l'existence d'un risque différentiel de décès des enfants de moins de cinq ans selon l'appartenance ethnique de la mère. Elles confirment les résultats théoriques attendus, quant à l'association de certains facteurs au risque de décès des enfants. En effet, seul le niveau d'instruction de la mère, le milieu de résidence et le sexe de l'enfant semblent ne pas représenter des facteurs différentiels significatifs de risque de décès avant cinq ans au Bénin.

En contrôlant l'effet de toutes les variables explicatives, on constate qu'au même titre que l'appartenance ethnique de la mère, toutes choses égales par ailleurs, *le niveau d'instruction et le statut d'occupation de la mère, le rang et l'intervalle précédent, l'allaitement maternel au sein, le type de naissance, le nombre d'unions, le nombre de consultations prénatales, la durée d'abstinence après accouchement, le suivi médical de l'enfant avant deux mois et le temps passé au lieu d'accouchement, indicateur de conditions d'accouchement*, sont significativement associées au décès des enfants de moins de cinq ans dans le contexte béninois entre 2006 et 2011-2012. L'appartenance ethnique de la mère a un effet spécifique propre dans le risque de décès des enfants de moins de cinq ans au Bénin. En dehors des enfants de mères Dendi qui présentent un important risque (près de 2,4 fois de plus), tous les autres enfants (de mères Adja, Bariba, Bétamaribé, Fon, Peuhl, Yoa) semblent avoir les mêmes risques que leurs homologues Fon. L'influence de l'appartenance ethnique de la mère sur la survie des enfants de moins de cinq ans dans le contexte béninois est donc médiatisée par l'ensemble des facteurs précités qui se sont révélés significatifs après avoir neutraliser l'effet de toutes les variables de l'étude. Cependant, il convient de rappeler que ces différents facteurs de risque des enfants béninois varient selon l'appartenance ethnique de la mère. Ainsi, la première hypothèse de l'étude présumant l'existence de l'effet propre de l'appartenance ethnique de la mère dans le risque de décès des enfants est partiellement confirmée.

Ces résultats sont proches de travaux antérieurs notamment Fayehun Olufunke et Omololu Obafemi (2011), Akoto et Tabutin (1989), Pison et Langaney (1985). Les résultats vont dans le même sens que ceux des travaux antérieurs selon lesquels le risque de décès n'est pas uniforme sur les cinq premières années de l'enfance (Tabutin, 1980). En effet, en 2011-2012 au Bénin, un enfant de moins d'un an (0-11 mois) court environ 5,5 fois plus de risque de décès que son aîné de 24 à 59 mois. L'enfant de 12 à 23 mois court près de 2,2 fois plus de risque de décès que celui ayant atteint 3 ans (*tableau 1*).

Cependant, l'absence de biographie (sur le parcours et la garde des enfants d'une part et d'autre part sur le parcours matrimonial des mères afin d'appréhender les conditions de remariage) pour mieux cerner les facteurs déterminants de la mortalité des enfants et la non prise en compte des éléments de contexte constituent une limite pour cette étude. De même, la non prise en compte des cas de mariage inter-ethniques constituent une limite pour la présente étude.

Bibliographie

- Akoto E., Tabutin D. 1989. Les inégalités socio-économiques et culturelles devant la mort, in : *Mortalité et société en Afrique au Sud du Sahara* (Prison G., Etienne van de Walle et Sala-Diakanda (éd.)), Paris, INED, PUF, pp. 35-31.
- Akoto E., Tambashe O. 2002. Inégalités socio-économiques entre villes et campagnes en matière de mortalité des enfants en Afrique au Sud du Sahara, SFPS-tulane University 19p + annexe.
- Banza B. 1998. *Instruction des parents et mortalité des enfants : cas du Burkina Faso, les dossiers du CEPED n° 48*, Paris, 27 p.
- Barbieri M. 1991. *Les déterminants de la mortalité des enfants dans le Tiers-monde, les dossiers du CEPED n° 18*, CEPED, Paris, 40 p.
- Boco A. G., Bignami S. 2008, Religions et survie des enfants de 0-5 ans en Afrique au sud du Sahara : l'exemple du Bénin, *actes des colloques de l'AIDELF*, 2008, Pages 1119-1136.
- Cantrelle P. 1996. *Mortalité et environnement*, in *Population et environnement dans les pays du Sud*, sous la direction de Gendreau F. et al., KARTHALA, CEPED, Paris, pp 231-231.
- Cantrelle P., Léridon H., Livenais P. 1980. *Fécondité, allaitement et mortalité infantile. Distance inter-ethnique dans une même région : Saloum (Sénégal)*, in *Population* 35 (3), pp. 623-647.
- De Luze B. 1991. *Le protestantisme en Afrique au sud du Sahara, Afrique contemporaine*, n° 159, pp. 20-31.
- Elwert-Kretschmer K. 2001. *L'aspiration au changement alimentaire à Cotonou, Bénin*, Institut des sciences d'Asie et d'Afrique, Université Humboldt, Berlin, CIRAD, 72p.
- Fayehun O., Omololu O., 2011. Ethnicity and child survival in Nigeria, *African Population Studies*, Vol. 25 Supplement N° 1 2011, p 92-112.
- Flegg A. T. 1982. *Inequality of income, in illiteracy and medical care as determinants of infant mortality in underdeveloped countries*, in *Population studies*, vol 36, n° 3, pp. 441-458.
- Fotso J.C. 2006. *Child health inequities in developing countries: differences across urban and rural area*, Int J Equity Health 5:9.
- Gaisie S. 1990. *Culture and health in sub-Saharan Africa. In: Caldwell J et al. What we know about health transition: the cultural, social, and behavioral determinants of health. Proceedings of an International Workshop, Canberra, May 1989, Vol. 2. Canberra, Health Transition Centre, Australian National University: p. 609-627.*
- Goesling, Firebaugh. 2004. *The Trend in International Health Inequality, Population and Development Review*, 30 (1), p. 131-146.
- Hobcraft J. N., Mcdonald J. W., Rutstein S. O. 1984. *Socioeconomic factors infant and child lortality, Population studies*, (38)2, pp. 193-223.
- Hobcraft J. (1993. *Women's education, child welfare and child survival: a review of evidence*, in *Health transition review*, vol 3 n°2, pp. 159-176.
- Jegede A. S. 2007. *What Led to the Nigerian Boycott of the Polio Vaccination Campaign?*, PLoS Medicine, pp. 417-422.
- Le Goff J.-M., Yannic F., Antonietti J.-P., Berchtold A. Eds. 2013. Méthodes non-paramétriques de l'analyse des événements du parcours de vie (Event history Analysis) Estimations avec SPSS : Méthode de Kaplan-Meier

- et méthode actuarielle, Cahiers Recherche et Méthodes, Université de Lausanne, Faculté des SSP, numéro 2, février 2013, 47 p.
- Le Goff J.-M., Yannic F., Antonietti J.-P., Berchtold A. Eds. 2013. *Analyse des événements de l'histoire de vie : estimation de modèles logistiques à temps discret avec SPSS*, Cahiers Recherche et Méthodes, Université de Lausanne, Faculté des SSP, numéro 3, février 2013, 29 p.
- Masquelier B. 2009. Fragmentation ethnique et mortalité en Afrique sub-saharienne, *26^e Congrès international de la population de l'UIESP Palais des Congrès – Marrakech Maroc* 27 septembre au 2 octobre 2009.
- OMS. 1999. *Rapport sur la santé dans le monde*, Pour un réel changement, World Health Organisation.
- OMS. 2009. *Santé et développement*, Bénin, 2009.
- Pison G., Langaney A. 1985. *The level and age pattern of mortality, in Bandafassi (Eastern Senegal): results from a small-scale and intensive multi-round survey*, *Population Studies*, 39 (3), pp. 387-405.
- Population Référence Bureau. 2004. L'écart de santé entre les riches et les pauvres. *Données sur les femmes et les enfants de 53 pays en développement*, 7 p.
- Rakotondrabe P. F. 1996. *Facteurs de mortalité des enfants à Madagascar*, les cahiers de l'IFORD n° 10, Yaoundé, 87 p.
- Raymond Q., Luc Van C. 2006. *Manuel de recherche en science sociales*, 3^{ème} édition revue et augmentée, Dunod, Paris, 1995, 2006, ISBN 2100500392.
- Riviere C. 1990. *Union et Procréation en Afrique*, 223 p.
- Salah-Eddine S., Ndiaye C. T., 2009. Les déterminants socio-culturels de mortalité dans les sociétés pluriethniques : cas du Maroc et du Sénégal, *26^e Congrès international de la population de l'UIESP Palais des Congrès – Marrakech Maroc* 27 septembre au 2 octobre 2009.
- Tabutin D. 1999. Un tour d'horizon des théories de mortalité, In : *Théories, paradigmes et courants explicatifs en démographie, Chaire Quételet 1997*, edited by Tabutin, D., 226 C. Gourbin, G. Masuy-Stroobant, & B. Schoumaker. Louvain-la-Neuve : Academia- Bruyant / l'Harmattan, pp. 447-460.
- Tabutin D., Schoumaker B. 2004. The Demography of Sub-Saharan Africa from the 1950 to the 2000. *A Survey of Changes and a Statistical Assessment, Population, (INED)* 59:455-555.
- Uche C. 1988. « *Approche anthropologique de l'étude de la mortalité et de la morbidité* », in *Mesure et analyse de la mortalité. Nouvelles approches*, ed. by J. Vallin, S. D'Souza, & A. Palloni. Paris : Institut national d'études démographiques, Union internationale pour l'étude scientifique de la population et Presses universitaires de France (INED, Travaux et documents, Cahier n° 119), p. 85-99.
- Vallin J. 1985. Les facteurs de la mortalité infantile dans les pays en voie de développement, in *Etude de quelques problèmes liés aux enquêtes EMIJ, vol 1, Yaoundé IFORD*, pp. 121-129.
- Vallin J. 1989. *Théorie (s) de la baisse de la mortalité et situation africaine*, in *Mortalité et sociétés en Afrique au Sud du Sahara*. Pison G., Van de Walle et Sala-Diakanda (eds). Paris, INED, PUF, 1989, pp 399-431 (Travaux et documents, cahier n° 124).
- Vimard P. 2002. *Pauvretés, crises et population*, in Charbit Y. (ed.), *Population et développement, Collection des Notes et études documentaires*, Paris, La Documentation française, p. 43-73.
- Vimard P. et al. 2010), *Mortalité des enfants, inégalités et vulnérabilités au Maroc et dans le monde*, in *Santé et vulnérabilité au Maroc*, Abdelmounaim ABOUSSAD, Mohamed CHERKAOUI et Patrice VIMARD (Ed.) (2010) 73-93.