

DÉMOGRAPHIE ET CULTURES

*Colloque international de Québec
(Canada, 25-29 août 2008)*



**ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE
A I D E L F – 133, boulevard Davout – 75980 Paris Cedex 20 (France) – <http://www.aidelf.org>**

Religions et survie des enfants de 0-5 ans en Afrique au sud du Sahara : l'exemple du Bénin.

Adébiyi Germain BOCO, Simona BIGNAMI

Université de Montréal, Département de Démographie C.P. 6128, (Québec).

Introduction et contexte de l'étude

La mortalité des enfants continue d'être un souci important de santé publique dans une grande partie du monde notamment en Afrique sub-saharienne (OMS, 2005). Dans une récente synthèse sur les changements démographiques en Afrique au sud du Sahara, Tabutin et Schoumaker (2004) constatent que « dans un bon nombre de pays, la transition sanitaire est désormais en panne » (p. 550). Le Bénin par exemple connaît depuis la fin des années 1980 une baisse très lente voir une stagnation de la mortalité des moins de cinq ans (la baisse a été de 0,0% entre 1980 et 1990 contre 3,2% entre 1950 et 1980) (Garenne & Gakusi, 2006 p. 475). En cherchant à savoir pourquoi les progrès en santé maternelle et infantile ont apparemment *achoppé* sur tant d'*écueils* dans de nombreux pays en développement, l'Organisation Mondiale de la Santé, à travers son rapport de 2005, montre en détail comment la stagnation, les renversements de tendance et la lenteur des progrès dans certains pays sont manifestement liés à la pauvreté, au VIH/Sida et à des crises humanitaires, qui entraînent une exclusion du fait de l'impossibilité d'avoir accès aux services de santé (OMS, 2005 p. 23). Cependant, de récentes approches d'explication de la mortalité tentent de mettre en exergue les facteurs culturels, privilégiant l'éducation des parents, la structure familiale, le statut et l'autonomie de la femme et même l'ethnie et la religion pour l'Afrique (Caldwell, 1990 ; Tabutin et *al.*, 1999 ; Brockerhoff & Hewett, 2000 ; Gyimah, 2002 ; Vallin et *al.*, 2002 ; Ghuman, 2003 ; Gyimah, 2006).

Définie en générale par l'ensemble des croyances, sentiments, dogmes et pratiques qui régissent les rapports de l'être humain avec le sacré ou la divinité, la religion est considérée comme un facteur de conditionnement social pouvant peser sur la santé et la mortalité (Akoto, 1990 ; Vallin et *al.*, 2002 p. 282). Jegede (2007) rapporte qu'une partie de la population nigériane, notamment, trois États musulmans au Nord du Nigéria ont boycotté en 2003 la campagne de vaccination contre la poliomyélite pour cause de la religion (Jegede, 2007 p. 417). Ce refus de certains États du Nord du Nigéria de participer aux récentes campagnes de vaccination anti-polio a permis à la maladie de se propager en Afrique de l'Ouest (UNICEF, 2004 p. 21-22). Au Bénin, le quotidien *Le Matinal* du 10 mai 2007 annonce la mort d'une fillette à l'est de Cotonou, après l'intervention d'un pasteur évangélique « pour avoir privé l'enfant de soins médicaux en cherchant à la guérir de prières suite à une crise sévère qui l'a secouée dans la nuit » (*Le Matinal*, 2007). Il est également courant d'observer que dans la population animiste, des parents chercheraient d'abord à consulter le devin pour savoir l'origine probable d'une telle maladie ou ennuie de santé pour les enfants, avant de décider de recourir aux services de soins modernes (Uche, 1988 ; Adongo et *al.*, 1998). C'est dire que la religion continue d'influencer les vies et les comportements journaliers de beaucoup de famille, et tant que c'est le cas, nous pouvons compter qu'il influencera également la dynamique de population. D'une manière générale, au sein d'une même population, l'appartenance à des groupes religieux différents peut entraîner des différences de mortalité (Vallin et *al.*, 2002 p. 282).

Le Bénin présente une diversité religieuse remarquable. Selon le recensement de la population et de l'habitation (RGPH) de 2002, 27% de la population sont des fidèles de l'église

catholique romaine, 24% sont des musulmans, 23% pratiquent la religion traditionnelle y compris le vodoun, 5% pratiquent le Christianisme Céleste, 3% sont des protestants méthodistes, 8% pratiquent d'autres cultes chrétiens, 6% pratiquent d'autres types de religions traditionnelles, 2% d'autres religions et 7% ont déclaré n'appartenir à aucune confession religieuse (INSAE, 2003 p. 21). Par ailleurs, depuis la fin des années 1980, on observe une dynamique religieuse, caractérisée par la montée de l'islamisme et du christianisme (florences des églises évangéliques d'obédience pentecôtiste) et un recul des religions traditionnelles (animiste ou vodoun) (Barbier & Dorier-Apprille, 2002).

Face à ces considérations, il est important de s'interroger dans le contexte béninois où plus de 90% de la population adhère à la religion sur le rôle que cette dernière joue dans les inégalités de mortalité des enfants. Dans le cadre du présent travail, nous voulons savoir dans quelle mesure la religion influence le risque de décès des enfants de 0-5 ans, et quels en sont les principaux mécanismes sous-jacents. Nous postulons qu'il existe des inégalités des probabilités de survie de l'enfant en fonction de l'appartenance religieuse de sa mère.

Religion et mortalité des enfants : bref état des connaissances

La relation entre la religion et la mortalité (principalement adulte) fait l'objet d'un débat fort controversé, probablement, depuis la publication des premiers travaux scientifiques de Durkheim (1897) sur le suicide (Oman & Reed, 1998 ; Hummer et al., 1999). Dans les années récentes, quelques études ont tenté de vérifier statistiquement ce lien profond et d'élucider les mécanismes sous-jacents dans le domaine de la santé et de la mortalité des enfants (Akoto, 1990 ; Chatters, 2000 ; van Poppel et al., 2002 ; Gyimah, 2007).

Van Poppel et al. (2002) examine l'effet de la religion sur les différentielles de mortalité post-néonatale et juvénile dans le passé européen, notamment en Hollande. Les auteurs utilisent les modèles aléatoires de risque proportionnel sur les données historiques des registres de population de la Hollande, qui fournies des informations essentielles sur les naissances de 1855-1912, ainsi que les caractéristiques démographiques et socio-économiques des parents. L'analyse des résultats montre que la religion semble avoir *un effet propre* sur la mortalité des enfants de 0-5 ans, notamment, dans la période post-néonatale (1-11 mois). En contrôlant, les modèles par le sexe, la cohorte de naissance et la saison de naissance de l'enfant, l'occupation des parents, et la parité de la femme, les différences de mortalité selon les religions persistent. Les caractéristiques démographiques et socio-économiques, expliquent très faiblement l'influence de la religion sur les variations du risque de décès dans la petite enfance. Ainsi, durant la période post-néonatale, et par rapport aux enfants dont les parents pratiquent la religion « Dutch Reformed » (réfrence), le risque de décès des enfants « Jewish » et « Other religions » est inférieur de 40% (RR=0,607 et 0,643 respectivement). Le risque est 20% plus élevé pour les enfants dont les parents se déclarent de la « Roman Catholic » (RR=1,213) (van Poppel et al., 2002 p. 282). Ces différences significatives, sont probablement imputables au style de vie ou à l'isolement social, qui caractérisent certains groupes religieux à cette époque (van Poppel et al., 2002).

Avec les enquêtes mondiales de fécondité (EMF) du Cameroun, du Ghana et du Kenya, Akoto (1990) montre que les enfants des femmes chrétiennes présentent un risque relatif faible, comparé aux enfants des femmes des autres religions. Cependant, l'effet de la religion s'affaiblit et disparaît, après contrôle des variables socio-économiques, tels que, l'instruction de la mère, le secteur d'habitat, le lieu d'accouchement, la région de résidence, qui restent significatifs. L'avantage relatif des femmes chrétiennes serait le reflet de leurs caractéristiques socio-économique et sanitaire, reconnues, dans la littérature comme les déterminants du risque de décès des enfants dans le contexte africain. L'auteur conclut à l'existence « d'une relation contingente entre la mortalité des enfants et la religion chrétienne » (Akoto, 1990 p. 988). Ces variables sont possiblement des médiatrices de la religion.

Dans une étude très récente sur le Ghana, Gyimah (2007) parvient à des résultats similaires. L'analyse de survie en temps discret à l'aide des modèles aléatoire à vulnérabilité partagée [notre traduction] (*a piecewise constant hazard model with gamma-shared frailty*) sur les données d'enquêtes démographiques et de santé de 1998 et de 2003, montre que l'effet différentiel de la religion sur la survie des enfants de 0-5 ans (naissances des 5 années avant l'enquête) est médiatisé par les variables démographiques (gémellité, rang de naissance, intervalle entre naissance) et socio-économiques (éducation de la mère). Excepté le sexe de l'enfant, toutes les variables considérées dans le modèle bivariée sont significatifs. Après contrôles des variables bio-démographiques et socio-économiques, on observe que l'effet de la religion sur la mortalité s'est considérablement atténué (diminution de 64% entre le modèle de base et le modèle complet) et devient non significatif (Gyimah, 2007 p. 11).

Dans le contexte d'Afrique sub-saharienne, l'avantage relatif des enfants des femmes chrétiennes semble possiblement lié à l'ouverture de cette religion à la civilisation occidentale, les religions traditionnelle et musulmane accordant plus d'importance aux normes traditionnelles (Akoto, 1993). Ces résultats quelque peu controversés (entre le nord et le sud) méritent des vérifications dans divers contextes démographiques, économiques et socio-culturelles.

Hypothèses et cadre théorique d'analyse

Notre étude se fonde sur les deux principales hypothèses couramment testées dans le cadre des recherches sur la relation entre la religion et les comportements liés à la santé. Ces hypothèses tentent d'expliquer les voies possibles d'influence de la religion sur l'état de santé et la mortalité. Il s'agit de : (i) l'hypothèse fondée sur la foie et se réfère au style de vie (*the lifestyle hypothesis*); (ii) l'hypothèse de la sélectivité (*selectivity hypothesis*) qui se réfère aux caractéristiques de la population (van Poppel et al., 2002, Gyimah et al., 2006, Gyimah, 2007).

La première hypothèse, relative à la voie dite « théologique », est fondée sur l'idée que la religion peut influencer des styles de vie et, par conséquent, le comportement relatif à la santé y compris le recours aux soins des enfants. Gyimah (2007) note que cette conception dérive en partie des théories de Durkheim : *la religion est présentée comme une institution de contrôle sociale. Elle assure les fonctions d'intégration et de régulation sociale* (voir : Durkheim, 1897). En tant que doctrine, la plupart des religions ont proscrit ou prescrivent des usages spécifiques, par exemple, à l'alimentation de leurs fidèles. En imposant des obligations, la religion peut influencer positivement ou négativement la santé de certains adeptes. En effet, on peut s'attendre à des différences de mortalité des enfants selon l'appartenance religieuses.

Contrairement à l'hypothèse de la doctrine théologique, l'hypothèse de la sélectivité, basée sur ce que certains chercheurs appellent l'hypothèse des caractéristiques, postule que les variations du comportement observé entre les groupes religieux reflètent principalement l'accès différentiel au *capital social*, plutôt que la religion intrinsèquement (van Poppel et al., 2002). Autrement dit, l'effet religion serait médiatisé par les caractéristiques démographiques, socio-économiques et sanitaires, considérées comme de puissants déterminants de la santé et de la mortalité.

Mosley et Chen (1984) ont développé un cadre d'analyse de la mortalité des enfants dans les pays en développement qui clarifie l'influence des déterminants socio-économique et culturels et ceux du système de santé. L'idée centrale de ces auteurs était que les variables socio-économiques et culturelles influencent indirectement les chances de survie, leurs effets opèrent à travers les variables intermédiaires ou déterminants proches qui influencent directement les risques de morbidité et de mortalité. Les déterminants socio-économiques se situent à trois niveaux hiérarchique : individuel, ménage et communautaire. Au niveau individuel, on retient la production, les normes et attitudes et les degrés d'instruction des

parents. Quant au niveau du ménage, on a le niveau de vie, la valeur des enfants, la croyance au sujet de la maladie et les restrictions alimentaires, la disponibilité de la nourriture, la qualité de l'eau, les vêtements et la propreté, l'état du logement, la disponibilité en source d'énergie, les modalités du transport, la pratique quotidienne d'hygiène de préventive et l'accès à l'information. Enfin au niveau de la communauté, la qualité de l'environnement, l'électricité, l'eau, l'assainissement et les variables du système de santé (Mosley & Chen, 1984 p. 34). Quant aux variables intermédiaires, les auteurs ont identifié 14 déterminants proches regroupés en 5 catégories. Il s'agit de : (i) facteurs liés à la fécondité de la mère (âge, parité, intervalle entre naissance) ; (ii) contaminations de l'environnement (l'air, nourriture/l'eau/mains, peau/sol/objets inanimés, piqûres d'insectes ; (iii) déficiences nutritionnelles (calories, protéines, micronutriments vitamines Minéraux,) ; (iv) blessures (accidentelles ou fortuites, volontaires ou intentionnelles); (v) facteurs de contrôle sur les maladies personnelles (mesures préventives personnelles, traitements curatifs) (Mosley & Chen, 1984 pp. 32-33). Il est bien attendu que la variable dépendante reste la mortalité qui est l'ultime étape après la morbidité et la fragilisation de l'état de santé.

S'il est reconnu que dans certaines conditions les caractéristiques individuelles sont des médiateurs de la religion, il est fondamental de tenir compte du rôle de confusion qu'elles peuvent jouer. Pour tester les deux hypothèses dans le cadre de notre étude, en vue de ressortir l'effet résiduel éventuel de l'appartenance religieuse de la femme sur le risque de décès des enfants au Bénin, nous allons construire une série de modèles statistiques, étape par étape. Dans un premier temps, nous considérons la variable indépendante principale (religion de la femme), puis nous contrôlerons cette relation avec un ensemble d'autres variables reconnus comme déterminant de la mortalité des enfants dans les pays en développement (Mosley & Chen, 1984 ; Barbieri, 1991).

Matériels et Méthodes

Source de données

Nos analyses sont essentiellement fondées sur les données nationales de la deuxième enquête démographique et de santé du Bénin réalisée en 2001 par l'Institut national de la statistique et de l'analyse économique, avec l'assistance technique de Macro International Inc (INSAE & ORC Macro, 2002). L'EDSBII fournie, au moment de l'enquête, l'histoire de maternité des femmes éligibles, âgées de 15-49 ans. Sont également collectés les caractéristiques démographiques des femmes enquêtées et certaines caractéristiques de l'environnement socio-économique et sanitaire des ménages. Les données ont été collectées auprès de 5 796 ménages et 6 219 femmes entre août et novembre 2001. Il a été directement demandé aux femmes enquêtées d'indiquer leur appartenance religieuse. Les données que nous utiliseront sont relatives aux 5 349 naissances des cinq dernières années précédant l'enquête. Au-delà de cette période, l'EDSBII ne fournit pas des données sur les conditions sanitaires des enfants. Précisément, l'étude concerne les enfants nés entre septembre 1996 et novembre 2001.

Par rapport à la qualité des données, soulignons que, toute enquête se basant sur les observations longitudinales rétrospectives à passage unique, comme le cas des EDS, sont soumises aux problèmes d'omissions d'événements ou d'imprécisions des informations collectées et des erreurs de déclaration d'âges et des dates (Tabutin, 2006). Les problèmes de qualité des données EDS varient néanmoins d'un pays à l'autre, d'une phase d'enquêtes à l'autre et bien sûr, d'un type de données à l'autre (Tabutin, 2006). D'une façon générale, les données collectées par les EDS ont été jugées pertinentes et de bonne qualité pour l'étude de la mortalité des enfants et ses déterminants (Bicego & Ahmad, 1996, Pullum, 2006). Cependant, une extrême prudence sera requise dans l'interprétation de nos résultats.

Définition et mesure des variables de l'étude

La variable dépendante

Notre variable dépendante est le risque de décès des enfants de 0-5 ans, mesuré suivant la durée de survie de l'enfant, depuis sa naissance jusqu'à sa mort (s'il est décédé). Cette variable sera saisie pour tous les enfants nés au cours des cinq années précédant l'enquête.

Les variables indépendantes

La principale variable indépendante est l'appartenance religieuse de la femme. La religion est un concept multidimensionnel qu'on peut opérationnaliser à partir de plusieurs approches. Il peut s'agir de la fréquentation des églises ou de la participation à la célébration des cultes ou encore une mesure de la vision de l'individu face au respect des pratiques religieuses (Hummer et al., 1999 ; Ellison et al., 2000). Dans cette étude, le concept repose sur l'appartenance religieuse auto-déclarée de la femme au moment de l'enquête. L'affiliation religieuse a été mesurée à partir de la question « Quelle religion pratiquez-vous? (Traditionnelle, islamique, catholique, protestant méthodiste, autre chrétien, autre, aucune)» (INSAE & ORC Macro, 2002 p. 308). La classification par groupe religieux se fait donc de manière déclarative et non par l'enquêteur suivant tel ou tel critère. Dès lors, pour les femmes enquêtées, se déclarer comme appartenant à une religion a une signification bien réelle qui résiste aux débats épistémologiques. Une femme va se considérer comme membre d'une religion non seulement parce qu'elle se reconnaît dans les particularités de ce groupe, mais aussi parce qu'elle se différencie des particularités des autres groupes. Néanmoins, le fait de ne pas tenir compte de la religion des deux parents (le fichier enfant des EDS que nous utilisons ne fournit pas l'affiliation religieuse du conjoint de la femme) peut être -théoriquement- considéré comme une limite à la recherche de l'effet de la religion sur le risque de décès des enfants dans le contexte africain. Si l'élevage d'un enfant incombe en général à la mère [l'enfant passe plus de temps avec la femme], l'autonomie de la femme semble restreinte dans certaine communauté musulmane (Ghuman, 2003). Nous avons regroupé en quatre modalités la variable religion pour garantir un certain seuil de validité de nos résultats statistiques. Nous avons veillé tant que possible à ce que ces quatre grands groupes de religion présente chacun une certaine réalité socio-culturelle dans le contexte béninois (Barbier & Dorier-Apprille, 2002) : (1) traditionnelle (traditionnelle, autre et aucune); (2) islamique; (3) chrétienne (catholique et protestant méthodiste) et enfin (4) autre chrétien.

Nous avons considéré trois grands groupes de *variables de contrôle* sur la base du cadre théorique des déterminants de la mortalité des enfants dans les pays en développement élaboré par Mosley & Chen (1984) présenté plus haut, et en tenant compte de leur disponibilité dans notre fichier de données. Il s'agit des facteurs socio-économiques; bio-démographiques et comportementaux de recours aux soins de santé maternels et infantiles modernes. Le tableau 1 présente la distribution des naissances suivant les variables indépendantes retenues en fonction de la religion.

Les *facteurs socio-économiques* sont représentés par 4 variables. Il s'agit de l'éducation de la mère catégorisée en trois modalités (aucune scolarité, scolarité primaire, scolarité secondaire ou supérieure) ; le niveau de vie des ménages mesuré par l'indice composite de possession et des caractéristiques de logement développé par Macro International Inc., comme proxy de niveau de vie des ménages (Gwatkin et al., 2000 ; Rutstein & Kiersten, 2004). Cinq catégories de niveau de vie sont définies allant du quintile le plus faible correspondant au niveau de vie le plus pauvre jusqu'au quintile le plus élevé correspondant à la catégorie des plus riches. Le milieu de résidence est une variable dichotomique qui indique si la femme habite le milieu urbain ou non (INSAE, 2003 pp. 5-6). La région de résidence de la femme est une variable qui indique les 12 régions administratives, regroupées par paire (il s'agit des départements à l'intérieur du pays). Au nord du

pays nous avons les départements de l'Atacora/Donga et de l'Alibori/Borgou. Au centre on retrouve les départements des Collines et du Zou. Au Sud Est nous avons l'Ouémé et le Plateau. Au Sud Ouest on a le Couffo et le Mono. Vers la côte on retrouve les départements de l'Atlantique et du Littoral (Cotonou). Les *facteurs bio-démographiques* que nous avons considéré sont les suivants. L'âge de la femme à la naissance de l'enfant regroupé comme suit : moins de 20 ans, 20-34 ans, plus de 35 ans; le rang de naissance de l'enfant et l'intervalle entre naissance précédente ont été combinés et regroupés en six catégories comme suit : rang 1, rang 2-5 & < 24 mois, rang 2-5 & 24-36 mois, rang 2-5 & > 37 mois, supérieur à rang 6 & < 24 mois, supérieur à rang 6 & 24-36 mois, supérieur à rang 6 & > 37 mois; le sexe de l'enfant indiquant s'il est un male ou non et enfin, le type de naissance indiquant s'il s'agit d'une naissance unique ou non. Les *facteurs comportementaux de recours de soins de santé moderne* sont mesurés par trois variables qui indiquent le nombre de visite médicale durant la grossesse regroupé comme (0, 1-2, 3+); le type de personnel qualifié ayant assisté la femme pendant l'accouchement regroupé (docteur/sage femme/infirmière, autre personnel de santé, aucune assistance professionnelle ou accoucheuse traditionnelle) et le lieu de l'accouchement, soit dans un établissement sanitaire ou non.

Méthodes d'analyse statistique

Notre objectif est d'évaluer l'effet de l'appartenance religieuse de la femme sur le risque de décès des enfants avant leur cinquième anniversaire. Ainsi nous développons une méthode basée sur l'analyse biographique du risque encore appelée l'analyse de transition. Il s'agit d'un ensemble de techniques statistiques permettant d'étudier la survenue d'un événement au cours du temps en relation avec les facteurs explicatifs (Allison, 1995 ; Hill et al., 1996 ; Courgeau & Lelievre, 2003 ; Singer & Willett, 2003 ; Cleves et al., 2004).

Les analyses descriptives seront réalisées à partir des courbes de survie actuarielle. Elles sont basées sur l'estimation de la probabilité de transition dans un intervalle de temps donnée (Hill et al., 1996 p. 26). On mesure la probabilité qu'un enfant connaisse l'événement de décès dans un intervalle de temps donné conditionnelle au fait qu'il ne soit pas encore produit avant ce temps. On en déduit la fonction de survie qui indique la proportion des survivants, c'est-à-dire, des enfants qui n'ont pas encore connu l'événement. Les tests de Logrank et de Wilcoxon sont réalisés pour vérifier si les différences de mortalité observées dans le temps selon les modalités religieuses sont statistiquement significatifs (Hill et al., 1996 pp. 143-152).

Les analyses multivariées reposent sur des modèles de régression logistique de survie en temps discret (Singer & Willett, 2003 pp. 357-406). Le principal intérêt réside dans la possibilité qu'offre ce modèle d'examiner la structure de la mortalité par âge et son évolution dans le temps, et ceci en fonction des facteurs de risque (Zourkaleini, 1997). L'approche nécessite de travailler à partir de fichiers de données organisés sous forme de personnes-périodes (Schoumaker, 2004). Autrement dit, chaque enfant sera suivie depuis sa naissance (vivante) (moment où il commence à être soumis au risque de décès) jusqu'au moment de son décès (sortie par changement d'état) ou jusqu'au moment de la date d'enquête (sortie de l'observation sans changement d'état). Le calendrier est en temps discret. L'unité de temps est le mois. Dès lors, sera suivi, mois après mois, la survie ou le décès des enfants au cours des 60 derniers mois précédents l'enquête. Cependant, le risque de décès n'est pas uniforme sur les cinq premières années de l'enfance (Tabutin, 1980 ; Masuy-Stroobant, 2002). Pour cela nous optons pour un modèle de régression de type *piecewise*, dans lequel, nous découpons en morceau la période de 0-59 mois de la façon suivante : avant 1 mois, 1-5 mois, 6-11 mois, 12-23 mois et 24 mois et plus. On suppose que la probabilité de décéder est constante qu'à l'intérieur de chaque intervalle de période découpée. Chaque ligne du fichier représente donc une période, pour laquelle la variable dépendante indique si un décès s'est produit ou non dans un intervalle donné. On estime une régression où chaque ligne du fichier biographique est une observation. Le modèle statistique est spécifié comme suit (Singer & Willett, 2003 p. 371) :

Logit $[h(t_i)] = \text{Log} [(h(t_i) / (1-h(t_i))) = \alpha(t) + \beta X_i t_i$ où, $h(t_i)$ est la probabilité conditionnelle que l'enfant i connaisse l'événement (un décès) au temps t , conditionnelle au fait que l'événement ne s'est pas encore produit. Sur un intervalle de temps donné, la variable dépendante prend la valeur 1 si l'événement se produit, et 0 si non. $\alpha(t)$ représente le risque de base, 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. Le « compteur » est remis à zéro à chaque fois qu'un enfant change d'état de transition (passe de vie à mort). X_{it} est un vecteur de variables explicatives individuelles (facteurs que nous avons retenues pour l'analyse). Toutes les variables sont considérées constantes dans le temps, donc ne varient pas. β représente la matrice des coefficients de régression estimé par la méthode de maximum de vraisemblance. Chaque valeur représente l'effet de la variable associée sur le risque de décès. Le risque est analysé à partir des rapports de côte. Il s'agit de la déviation du niveau du logarithme du risque dans le groupe considéré par rapport au groupe de référence choisi. Le coefficient s'interprète comme un facteur accélérant ou ralentissant le risque de mortalité de l'enfant. Ainsi, un coefficient supérieur à 1 indique que la modalité à laquelle il est associé augmente le risque (ou multiplie le risque par autant) de voir l'enfant décédé ; et inversement un coefficient inférieur à 1 indique que la modalité associée diminue le risque (ou divise le risque par l'inverse multiplicatif du coefficient).

L'estimation du modèle suppose l'indépendance des observations sur chaque individu. Cependant, les données EDS que nous utilisons présente une structure hiérarchique en ce sens que les enfants sont nichés dans les femmes, qui, elles aussi, nichées dans les grappes de sondages (clusters). Ce problème -dépendance possible entre enfants de la même femme ou de la même famille- est de nature à biaiser les estimateurs des variances des coefficients estimés (Goldstein, 1995). Nous corrigeons ce biais en ajustant les écarts-types à l'aide d'un estimateur robuste de variance de type Huber-White (White, 1982 ; StataCorp, 2003), et par conséquent contrôlé l'effet de grappe au niveau de la femme.

Stratégie de complexification des modèles

Dans un premier temps, nous évaluons le lien entre le risque de décès des enfants et la religion où seule cette dernière représente la variable explicative. Ensuite, nous estimons une série de trois modèles multivariés en ajoutant à chaque nouvelle étape un bloc d'ensemble de variables de contrôle. L'idée est de voir la contribution successive de chaque facteur explicatif dans un modèle donné et pouvoir ainsi comparé le pouvoir explicatif d'un modèle à un autre (Singer & Willett, 2003 pp. 401-402). Tous les modèles sont estimés en tenant compte de l'âge de l'enfant. L'ensemble des analyses sont réalisées à l'aide du logiciel Stata 10 (StataCorp, 2007).

Résultats

Dans cette section, nous présentons les principaux résultats de l'analyse descriptive et de l'analyse multivariée.

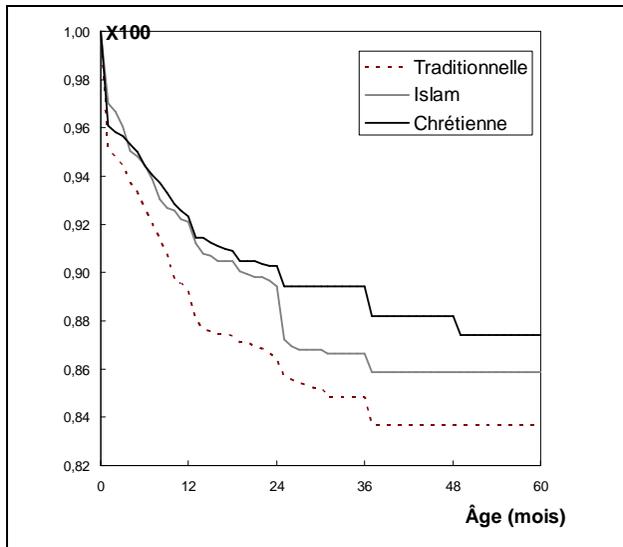
L'examen de la figure 1 montre qu'il existe une différentielle de mortalité des enfants de moins de cinq ans au Bénin. À tous les âges (entre 0-5 ans) la proportion des enfants survivants chrétiens reste supérieure à celle des enfants de femmes d'appartenance religieuse traditionnelle. Cette différence est significative à 1% (Test de Wilcoxon = 11,51; $p < 0,009$). À 5 ans on observe que 87% des enfants chrétiens restent encore en vie, contre respectivement 82% et 83% des enfants de religion islamique et traditionnelle. Ce moindre risque de décès des enfants chrétiens semble refléter, particulièrement les conditions de vie socio-économiques et sanitaires qui les caractérisent.

Le tableau 1 montre que les femmes chrétiennes présentent des avantages relatifs par rapport à leurs homologues qui déclarent appartenir aux religions islamique et traditionnelle. L'avantage concerne particulièrement l'éducation, le niveau de vie des ménages et le recours aux soins de santé. Par exemple, plus de 16% des naissances proviennent des femmes chrétiennes ayant le niveau d'éducation secondaire et plus, contre 1-5% respectivement pour les religions islamique et traditionnelle (ensemble national 7%). De même, la proportion des femmes de religion traditionnelle et islamique qui accouchent à domicile est le triple de celles qui pratiquent la religion chrétienne (35-37% contre 9% ; $p < 0,000$). La tendance est la même pour le niveau de richesse dans les ménages.

Les enfants des femmes de religion traditionnelle et islamique sont majoritaires dans les ménages les plus pauvres, tandis que ceux des femmes chrétiennes vivent majoritairement dans les ménages les plus riches. Par exemple, on observe 27% d'enfants chrétiens dans les 20% plus riches de ménages contre respectivement 4% et 11% des enfants traditionnelles et islamiques ($p < 0,000$). En revanche, le sexe de l'enfant et l'âge de la femme à la naissance de l'enfant ne montrent pas de risque différentiel statistique selon la religion ($p < 0,962$ et $p < 0,350$).

Les différences de mortalité sont plus ou moins claires dans les relations bivariées qui montrent l'effet séparé de chaque variable retenue sur le risque de décès avant 5 ans. De l'examen du tableau 2, il apparaît très clairement que toutes les variables relatives aux caractéristiques socio-économiques et sanitaires, exercent, en général, un effet brut significatif sur la survie des enfants de moins de 5 ans au Bénin.

FIGURE 1 : FONCTION DE SURVIE DES ENFANTS DE 0-5 ANS SELON LA RELIGION DE LA FEMME, BÉNIN, EDS 2001



Notes : Pour faciliter la comparaison, nous avons représenté seulement les trois groupes de religion suivant : traditionnelle (traditionnelle, autre et sans religion); (2) islam (islamique); (3) chrétienne (catholique et protestant méthodiste). Estimation actuarielle basé sur les naissances des cinq dernières années avant l'enquête. Test de Wilcoxon = 11,51 $p = 0,009$; test Logrank = 10,97 $p < 0,011$.

TABLEAU 1 : DISTRIBUTION (%) DES NAISSANCES PAR VARIABLES EXPLICATIVES SELON LA RELIGION DE LA FEMME, NAISSANCES DES 5 DERNIÈRES ANNÉES AVANT L'ENQUÊTE AU BÉNIN, EDSB (2001)

Variables	Ensemble	Traditionnelle	Islamique	Catholique /Protestants	Autres chrétiens	p-value ¹
Âge la femme à la naissance						0,350
< 20 ans	4,24	4,67	4,61	3,54	4,11	
20-34 ans	71,55	69,74	71,15	73,43	72,25	
> 35 ans	24,21	25,60	24,24	23,02	23,64	
Rang de naissance/Intervalle précédent						0,000
Rang 1	21,86	19,05	19,28	25,82	24,00	
2-5/ < 24 mois	8,38	7,52	9,28	7,60	9,80	
2-5/ 24-36 mois	23,83	25,02	23,03	23,74	23,04	
2-5/ 37 mois & +	21,55	20,93	21,72	22,09	21,53	
6&+ / < 24 mois	4,51	5,18	5,78	3,80	2,80	
6&+ /24-36 mois	10,25	10,63	12,21	9,18	8,61	
6&+ / 37 mois & +	9,62	11,67	8,71	7,75	10,23	
Sexe						0,962
Femelle	49,58	49,23	50,12	49,73	49,23	
Male	50,42	50,77	49,88	50,27	50,77	
Type de naissance						0,000
Simple	94,45	92,69	97,19	93,46	95,27	
Multiple	5,55	7,31	2,81	6,54	4,73	
Nombre de visite prénatale ²						0,000
Aucune	9,99	14,78	17,74	2,82	3,47	
1-2 visites	12,67	16,03	14,27	8,77	11,20	
3 visites & +	77,35	69,19	67,99	88,41	85,33	
Lieu d'accouchement ²						0,000
Domicile	24,49	35,04	37,17	8,54	14,29	
Centre de santé	75,51	64,96	62,83	91,46	85,71	
Assistance à l'accouchement ²						0,000
Médecin/infirmier/sage femme	51,61	43,84	49,88	57,84	57,53	
Autre agent de santé	22,64	20,87	13,22	30,66	25,88	
Autre /aucune	25,74	35,28	36,90	11,50	16,60	
Éducation de la femme						0,000
Sans instruction	74,82	86,19	79,44	58,86	73,79	
Primaire	18,02	12,71	15,64	25,07	19,42	
Secondaire et plus	7,16	1,10	4,93	16,08	6,78	
Niveau de vie du ménage (quintile)						0,000
Le plus pauvre	23,42	32,41	26,90	13,83	18,29	
Second	22,23	24,25	25,41	15,26	25,18	
Moyen	21,70	24,13	21,27	19,69	21,27	
Quatrième	18,77	15,29	15,32	23,98	21,27	
Le plus riche	13,87	3,93	11,10	27,25	13,98	
Milieu de résidence						0,000
Rural	70,57	82,20	62,63	60,90	76,16	
Urbain	29,43	17,80	37,37	39,10	23,84	
Région de résidence						0,000
Littoral (Cotonou)	8,38	3,19	4,53	17,57	8,22	
Atlantique	12,53	14,00	1,80	13,56	22,61	
Atacora/Donga	14,58	17,19	24,86	9,81	3,91	
Borgou/Alibori	18,04	8,78	55,20	6,61	1,95	
Mono/Couffo	13,40	29,10	0,31	5,86	15,72	
Oueme/Plateau	14,88	6,08	9,07	23,57	24,15	
Zou/Collines	18,19	21,67	4,22	23,02	23,43	
Effectif	5349	1629	1279	1468	973	
Pourcentage	100,00	30,45	23,91	27,44	18,19	

1 : Basé sur le test χ^2 de Pearson. 2 : Les valeurs manquantes sont exclues

TABLEAU 2 : EFFET BRUT DES VARIABLES EXPLICATIVES SUR LE RISQUE DE DÉCÈS DES ENFANTS DE 0-5 ANS, BÉNIN EDS 2001

Variables	Naissances	Décès	Décès p.1000 naissances	Odds Ratio	p-value
Religion					
Traditionnelle	1629	218	134	1,00	Ref. ¹
Islamique	1279	145	113	0,82	0,070
Catholique/Protestants	1468	144	98	0,71	0,012
Autres chrétiens	973	102	105	0,77	0,058
Âge la femme à la naissance					
< 20 ans	227	34	150	1,00	Ref.
20-34 ans	3827	396	103	0,56	0,001
> 35 ans	1295	179	138	0,72	0,148
Rang/Intervalle précédent					
Rang 1	1114	116	104	1,00	Ref.
2-5/ < 24 mois	427	69	162	1,54	0,001
2-5/ 24-36 mois	1214	114	94	0,89	0,282
2-5/ 37 mois & +	1098	95	87	0,82	0,077
6&+ / < 24 mois	230	56	243	2,38	0,000
6&+ /24-36 mois	522	72	138	1,33	0,059
6&+ / 37 mois & +	490	48	98	0,96	0,790
Sexe					
Fille	2652	292	110	1,00	Ref.
Garçon	2697	317	118	1,08	0,143
Type de naissance					
Simple	5052	504	100	1,00	Ref.
Multiple	297	105	354	4,49	0,000
Nombre de visite prénatale ²					
Aucune	347	32	92	1,00	Ref.
1-2 visites	440	31	70	0,80	0,168
3 visites & +	2687	165	61	0,65	0,002
Lieu d'accouchement ²					
Domicile	1304	179	137	1,00	Ref.
Centre de santé	4020	414	103	0,75	0,000
Assistance à l'accouchement ²					
Médecin/infirmier/sage femme	2749	294	107	1,00	Ref.
Autre agent de santé	1206	112	93	0,87	0,135
Autre /aucune	1371	189	138	1,30	0,002
Éducation de la femme					
Sans instruction	4002	495	124	1,00	Ref.
Primaire	964	96	100	0,81	0,002
Secondaire et plus	383	18	47	0,37	0,000
Niveau de vie du ménage (quintile)					
Le plus pauvre	1253	159	127	1,00	Ref.
Second	1189	154	130	1,04	0,724
Moyen	1161	168	145	1,18	0,225
Quatrième	1004	84	84	0,65	0,000
Le plus riche	742	44	59	0,45	0,000
Milieu de résidence					
Rural	3775	473	125	1,00	Ref.
Urbain	1574	136	86	0,67	0,000
Région de résidence					
Littoral (Cotonou)	448	32	71	1,00	Ref.
Atlantique	670	77	115	1,64	0,000
Atacora/Donga	780	80	103	1,43	0,013
Borgou/Alibori	965	124	128	1,82	0,000
Mono/Couffo	717	79	110	1,55	0,037
Oueme/Plateau	796	76	95	1,34	0,083
Zou/Collines	973	141	145	2,15	0,000
Effectif	5349	609			

1 : Catégorie de référence. 2 : Les valeurs manquantes sont exclues

Exceptés le sexe de l'enfant et l'âge de la femme à la naissance de l'enfant, les résultats montrent l'existence d'une association négative et significative entre le risque de décès des enfants et les variables de l'éducation de la mère, du niveau de vie du ménage, le milieu de résidence et le recours aux soins de santé mesuré par l'accouchement dans un centre de santé.

Au même titre que la religion, les facteurs socio-économiques et le recours aux soins de santé jouent un rôle assez important sur la survie des enfants. Comparées aux enfants des femmes de religion traditionnelle, les enfants des femmes islamiques et chrétiennes présentent un risque de décès relativement faibles, de près de 20-30 de moins. Les risques différentiels selon l'éducation sont aussi importants. Les enfants des femmes sans instruction montrent un risque de mortalité plus élevé que ceux des enfants des femmes instruites.

Les enfants des femmes de niveau d'instruction primaire et celles ayant un niveau secondaire et plus ont respectivement 19% ($p < 0,002$) et 63% ($p < 0,000$) de chance de moins de mourir, comparativement sans aucun niveau d'instruction.

Le niveau de vie est également associé au risque de décès des enfants, particulièrement lorsque l'enfant vit dans un ménage riche, sa chance de mourir diminue de 35-55% comparativement aux enfants des ménages pauvres. Le recours aux soins mesuré par un accouchement dans un centre de santé moderne discrimine les enfants béninois. Lorsque la femme accouche dans un centre de santé, les enfants courent un risque de plus de 20% ($p < 0,006$) de moins de ne pas mourir avant 5 ans, comparé aux enfants né à domicile. Par contre, il y des facteurs qui augmentent le risque de décès. Comme c'est le cas dans plusieurs contextes africains, on observe une forte surmortalité infanto-juvénile des jumeaux au Bénin. Les naissances gémellaires (versus les naissances simples) ont 3 fois de chances supplémentaires de mourir avant 5 ans ($OR=4,49$; $p < 0,000$). De même, comparés à la région de Cotonou (première ville du Bénin), l'ensemble des autres départements présentent un risque élevé de mortalité avant 5 ans. Particulièrement sont concernées les départements de des Collines/Zou et ceux du Borgou/Alibori ou les risques de décès sont deux fois plus élevés ($p < 0,000$).

En gros, l'analyse bivariée confirme les résultats théoriques attendus, quand à l'association de certains facteurs et le risque de décès des enfants. En particulier, l'appartenance religieuse de la femme est significativement associée à la mortalité avant 5 ans. En revanche, le sexe de l'enfant et l'âge de la femme à la naissance de l'enfant ne semblent pas représenter des facteurs différentiels significatifs de risque de décès avant cinq ans au Bénin.

Rappelons que notre objectif est d'évaluer l'effet propre de la religion sur le risque de décès des enfants. Ainsi, nous avons essayé de contrôler l'ensemble des autres variables retenues à travers une analyse multivariée (tableau 3). En contrôlant le modèle de base (modèle 1) respectivement par les variables bio-démographies (modèle 2), de comportement sanitaires (modèle 3) et socio-économiques (modèle 4) retenues dans notre analyse, on s'aperçoit que l'effet de la religion disparaît, notamment, à partir du modèle 3. Les différences significatives de mortalité de 20% et 30% de moins, respectivement pour les enfants des femmes islamiques et chrétiennes par rapport aux enfants des femmes traditionnelles, obtenus dans le modèle de base, s'équilibre à 20% et devient non significatives dans le modèle 4. L'appartenance religieuse de la femme ne semble pas avoir d'effet propre sur le risque de décès des enfants de 0-5 ans en présence de certains facteurs. De loin, les naissances multiples présentent le risque le plus élevé, comparé aux naissances uniques ($OR=2,07$; $p < 0,006$). Les facteurs déterminants qui semblent également avoir un effet sur le risque de décès dans notre étude sont, de façon plus évidente, le niveau de vie des ménages, particulièrement les enfants vivant dans les ménages relativement très pauvres ou riches et le recours aux soins moderne mesuré par l'assistance du personnel médical à l'accouchement. On peut dire que ces facteurs qui restent significatifs après ajustement du modèle jouent un rôle médiateur dans le

TABLEAU 1 : EFFET NET DE LA RELIGION SUR LA SURVIE DES ENFANTS DE 0-5 ANS :
RÉSULTATS DES MODÈLES DE RÉGRESSION LOGISTIQUE DE SURVIE EN TEMPS DISCRET, NAISSANCES DES 5 DERNIÈRES ANNÉES AVANT
L'ENQUÊTE AU BENIN, EDSB 2001

Variables indépendantes	Modele 1			Modele 2			Modele 3			Modele 4		
	OR	95% C.I.	p-value									
Religion												
Traditionnelle/autre/sans religion (Ref.)	1,00			1,00			1,00			1,00		
Islam	0,80	0,64 - 0,99	0,047	0,87	0,70 - 1,07	0,201	0,73	0,49 - 1,08	0,117	0,86	0,55 - 1,34	0,515
Catholique/Protestants	0,71	0,54 - 0,91	0,010	0,73	0,56 - 0,92	0,010	0,77	0,56 - 1,03	0,078	0,87	0,66 - 1,14	0,321
Autres chrétiens	0,76	0,57 - 0,99	0,045	0,84	0,67 - 1,03	0,094	0,74	0,48 - 1,12	0,162	0,78	0,53 - 1,15	0,224
Âge la femme à la naissance												
< 20 ans (Ref.)				1,00			1,00			1,00		
20-34 ans				0,55	0,37 - 0,80	0,001	0,53	0,35 - 0,78	0,188	0,60	0,41 - 0,87	0,418
35 ans &+				0,67	0,39 - 1,15	0,151	0,71	0,41 - 1,20	0,423	0,90	0,53 - 1,50	0,776
Rang/Intervalle intergénérisique												
1ère naissance (Ref.)				1,00			1,00			1,00		
2-5/ < 24 mois				1,53	1,19 - 1,95	0,001	1,38	0,85 - 2,21	0,188	1,22	0,75 - 1,97	0,418
2-5/ 24-36 mois				0,82	0,65 - 1,02	0,085	1,20	0,77 - 1,85	0,423	1,06	0,69 - 1,61	0,776
2-5/ 37 mois & +				0,77	0,61 - 0,95	0,019	0,97	0,53 - 1,74	0,919	0,90	0,50 - 1,59	0,712
6&+ / < 24 mois				1,76	1,30 - 2,38	0,000	1,62	1,00 - 2,60	0,048	1,37	0,83 - 2,25	0,215
6&+ / 24-36 mois				1,04	0,73 - 1,47	0,834	1,51	1,02 - 2,22	0,035	1,19	0,81 - 1,75	0,365
6&+ / 37 mois & +				0,70	0,50 - 0,98	0,040	1,06	0,66 - 1,68	0,813	0,82	0,53 - 1,24	0,351
Sexe de l'enfant												
Femelle (Ref.)				1,00			1,00			1,00		
Mâle				1,08	0,98 - 1,18	0,085	1,08	0,88 - 1,3	0,444	1,07	0,88 - 1,28	0,505
Type de naissance												
Single (Ref.)				1,00			1,00			1,00		
Multiple				4,77	3,71 - 6,13	0,000	2,17	1,26 - 3,74	0,005	2,07	1,23 - 3,46	0,006

Variables indépendantes	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		
	OR	95% C.I	p-value	OR	95% C.I	p-value	OR	95% C.I	p-value
Nombre de visite prénatale ¹									
Aucune (Ref)									
1-2 visites							1,00		
3 visites & +							0,81	0,50 - 0,87	0,372
							0,67	0,39 - 1,50	0,144
Lieu d'accouchement									
Domicile/autre (Ref)							1,00		
Centre de santé							1,08	0,55 - 2,07	0,809
Assistance à l'accouchement ¹									
Docteur/infirmier/Sage femme (Ref)							1,00		
Autre agent de Santé							0,64	0,45 - 0,89	0,009
Non professionnel							0,92	0,50 - 1,68	0,786
Éducation de la femme									
Sans instruction (Ref)							1,00		
Primaire							1,22	0,92 - 1,62	0,165
Secondaire & +							0,67	0,40 - 1,11	0,127
Niveau de vie du ménage (quintile)									
Le plus pauvre (Ref)							1,00		
Second							0,70	0,55 - 0,88	0,003
Moyen							1,12	0,88 - 1,42	0,348
Quatrième							0,51	0,42 - 0,60	0,000
Le plus riche							0,32	0,13 - 0,72	0,007
Milieu de résidence									
Rural (Ref)							1,00		
Urbain							1,17	1,02 - 1,33	0,018

Variables indépendantes	Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3			Modèle 4		
	OR	95% C.I	p-value	OR	95% C.I	p-value	OR	95% C.I	p-value	OR	95% C.I	p-value
Région de résidence												
Cotonou (Ref.)										1,00		
Atlantique										0,54	0,22 - 1,33	0,185
Atacora/Donga										0,49	0,23 - 1,00	0,052
Borgou/Alibori										0,60	0,30 - 1,19	0,145
Mono/Couffo										0,65	0,29 - 1,45	0,293
Oueme/Plateau										0,61	0,30 - 1,20	0,163
Zou/Collines										1,05	0,54 - 2,02	0,874
Log likelihood		-2768			-2513			-1066			-1046	
Deviance		5535			5027			2133			2092	
Nombres de paramètres		7			17			22			35	
BIC		5580			5136			2274			2316	

Notes : (1) les valeurs manquantes sont exclues; OR : Odds Ratios; 95% C.I : intervalle de confiance à 95 % ; p-value : puissance du test ; Qualité de l'ajustement : Le BIC corrigé par la taille de l'échantillon (Singer & Willet, 2003 pp. 401-402). Tous les modèles tiennent compte de l'âge des enfants (les coefficients ne sont pas présentés).
 Ref. : Catégorie de référence ; Modèle 1 : Religion ; Modèle 2 : Modèle 1 + variables bio-démographiques ; Modèle 3 : Modèle 3 + variables de recours aux soins de santé ; Modèle 4 (modèle complet) : Modèle 3 + Statut Socio-économique.

mécanisme de l'influence de la religion sur le risque de décès des enfants (Baron & Kenny, 1986 p. 1176). La relation établie -dans l'analyse bivariée- entre l'appartenance religieuse de la femme et la mortalité peut être considérée comme une relation fallacieuse ou un artéfact statistique. Rappelons que nous avons observé une association significative entre la religion et l'ensemble des facteurs retenus sauf le sexe de l'enfant et l'âge de la femme à la naissance de l'enfant (tableau 1). Se fondant sur *le pouvoir explicatif*¹ du modèle 4, nous pouvons vraisemblablement retenir l'hypothèse de sélectivité, confirmant qu'au Bénin, sur la base de nos données les facteurs les plus importants qui influencent le risque de décès des enfants restent le niveau de richesse dans le ménage et le recours aux soins de santé maternelle et infantile. Au même titre que la religion, les facteurs bio-démographiques, tels que le sexe de l'enfant et l'âge de la femme à la naissance de l'enfant ne semblent s'associer au risque de décès avant cinq ans.

Discussion et Conclusion

Nous avons essayé d'étudier le lien entre la religion et le risque de décès des enfants de 0-5 ans dans le contexte béninois, en vue d'éclairer les mécanismes sous-jacents. Nous avons appliqué l'analyse de survie en temps discret. Les données proviennent de l'EDS réalisée en 2001. Deux principales hypothèses ont été testées : (1) l'hypothèse de la *voie théologique* qui se réfère au style de vie et (2) l'hypothèse de la *sélectivité* qui se réfère aux caractéristiques de la population.

Les analyses bivariées montrent l'existence d'un risque différentiel de décès entre les enfants de moins de cinq ans, selon l'appartenance religieuse de leur mère. Il semble avoir un gradient dans le risque de décès des enfants de moins de cinq ans selon la religion. Comparativement aux enfants des femmes pratiquant la religion traditionnelle, les enfants des femmes islamiques et chrétiennes présentent un risque relatif faible de mourir avant 5 ans (20-30% de moins). Mais ce lien disparaît en présence de certains facteurs dans les analyses multivariées. En tenant compte des caractéristiques socio-économiques et sanitaires des femmes, l'effet de la religion sur le risque de décès des enfants devient non-significatif. Les variables telles que le niveau de vie des ménages et le recours aux soins de santé prénatals mesuré par l'assistance à l'accouchement par un professionnel de santé restent significatives, mettant en évidence probablement leur rôle de variables médiatrices.

À la lumière de ces résultats, il est possible de confirmer l'hypothèse de sélectivité, réfutant toute idée que l'appartenance religieuse de la femme a un effet propre sur la survie des enfants de 0-5 ans. Le lien entre la religion et la mortalité des enfants est indirecte. Ce sont les facteurs socio-économiques et sanitaires qui restent les déterminants les plus importants de la mortalité des enfants dans le contexte béninois.

Les résultats obtenus dans notre étude sont visiblement proches des analyses antérieures, notamment, avec des données plus anciennes, c'est-à-dire, les EMF sur le Cameroun, le Kenya et le Ghana (Akoto, 1990) ou les données plus récentes (DHS) sur le Ghana (Gyimah, 2007). Plusieurs auteurs soulignent que la religion est un système institutionnel qui véhicule un modèle culturel (ensemble de normes, d'images, d'habitudes, d'idées, de nécessités, de

¹ Sur la base du *Critère d'Information Bayésien* (BIC), le modèle 4 semble mieux expliquer les mécanismes possibles de l'effet de la religion sur le risque de décès des enfants avant 5 ans au Bénin. Le BIC du modèle 4 (modèle complet avec 35 paramètres estimés) est largement inférieur à celui du modèle 1, indiquant un pouvoir explicatif meilleur. Le BIC est un indicateur qui prend simultanément en compte la qualité d'ajustement du modèle et sa parcimonie. On combine dans son calcul, la valeur du maximum de vraisemblance et le nombre de paramètres estimés dans un modèle, ajusté à la taille de l'échantillon (pour plus de détails voir : Singer & Willet, 2003 pp. 401-402). Il permet de comparer différents modèles- qui ne sont pas nécessairement emboîtés-, sur la base de leur pouvoir explicatif. Un modèle parcimonieux est un modèle qui a les meilleurs pouvoirs explicatifs et prédictifs tout en s'appuyant sur le nombre le plus restreint de paramètres et processus complexe.

pratiques quotidiennes) auprès de ses adeptes. Ainsi, dans le contexte africain, la religion chrétienne est décrite comme l'ouverture à la civilisation occidentale, les religions traditionnelles et musulmane accordant plus d'importance aux normes traditionnelles (Akoto, 1993 ; Barbier & Dorier-Apprille, 2002). Les femmes qui adhèrent au christianisme recourent ainsi plus volontiers à la médecine occidentale que les autres. Par ailleurs, les femmes adeptes de la religion chrétienne ont plus de chance d'être scolarisées que celles des autres religions, et de par leur niveau d'instruction plus élevé, les femmes chrétiennes sont plus susceptibles de rompre avec les pratiques traditionnelles, elles sont libérées des croyances sur la maladie et les interdits alimentaires relatifs aux femmes enceintes ou aux enfants (Akoto, 1993). Cependant, quoi que l'auto déclaration peut apparaître représenter les convictions du répondant, il ne fournit pas assez de renseignement sur le degré de praticabilité de la religion déclarée. En dépit de certaines limites relatives à la nature transversale des données et l'absence de variable sur la pratique religieuse, nos analyses semblent dégager quelques voies de l'influence probable de l'affiliation religieuse de la femme sur le risque de décès des enfants. En apportant quelques aspects méthodologiques nouveaux cette étude confirme en grande partie les conclusions des études antérieures sur le rôle négligeable de la religion sur le risque de décès des enfants de 0-5 ans en Afrique sub-saharienne.

BIBLIOGRAPHIE

- ADONGO, P. B., PHILLIPS, J. F., & BINKA, F. N. (1998) : « The Influence of Traditional Religion on Fertility Regulation among the Kassena-Nankana of Northern Ghana », *Studies in Family Planning*, 29, 23-40.
- AKOTO, E. (1990): « Christianisme et inégalités en matière de mortalité des enfants en Afrique noire », *Population (French Edition)*, 45, 971-992.
- (1993) : *Déterminants socio-culturels de la mortalité des enfants en Afrique Noire. Hypothèses et recherche d'explication*. Louvain-la-Neuve (BE) : Academia; UCL/Université Catholique de Louvain : Institut de Démographie.
- ALLISON, P. D. (1995) : *Survival Analysis Using the SAS System: A Practical Guide*. SAS Institute.
- BARBIER, J. C., & DORIER-APPRILLE, E. (2002) : « Cohabitations et concurrences religieuses dans le golfe de Guinée. Le sud-Bénin, entre vodun, islam et christianismes », in *Bulletin de l'association des géographes français*, ed. by Pourtier R. (org.) Colloque Géopolitiques africaines, 223-236.
- BARBIERI, M. (1991) : *Les déterminants de la mortalité des enfants dans le Tiers-Monde*. Paris (FR) : CEPED.
- BARON, R. M., & KENNY, D. A. (1986) : « The moderator-mediator variable distinction in social psychological research : Conceptual, strategic, and statistical considerations », *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1173-1182.
- BICEGO, G. T., & AHMAD, O. B. (1996) : *Infant and child mortality*. Calverton, Maryland : DHS Comparative Studies No. 20, Macro International Inc.
- BROCKERHOFF, M., & HEWETT, P. (2000) : « Inégalités de la mortalité de l'enfant chez des groupes ethniques de l'Afrique subsaharienne », *Bulletin de l'Organisation mondiale de la Santé : la revue internationale de santé publique : recueil d'articles*, 3, 29-40.

- CALDWELL, J. C. (1990) : « Cultural and Social Factors Influencing Mortality Levels in Developing Countries », *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 510, 44-59.
- CHATTERS, L. M. (2000) : « Religion and Health: Public Health Research and Practice », *Annual Review of Public Health*, 21, 335-367.
- CLEVES, M., GOULD, W. W., & GUTIERREZ, R. G. (2004) : *An Introduction to Survival Analysis Using Stata, Revised Edition*. College Station TX : Stata Press.
- COURGEAU, D., & LELIEVRE, E. (2003) : « L'Analyse démographique des biographies », in *Démographie : analyse et synthèse, chapitre 23, Volume I, La dynamique des populations*, ed. by G. Caselli, J. Vallin & G. Wunsch. Paris : Éditions de l'Ined, 503-517.
- DURKHEIM, É. (1897) : « Le suicide. Étude de sociologie », Paris : Les Presses universitaires de France. Collection : Bibliothèque de philosophie contemporaine. 462 p. http://classiques.uqac.ca/classiques/Durkheim_emile/suicide/suicide.html.
- ELLISON, C. G., HUMMER, R. A., CORMIER, S., & ROGERS, R. G. (2000) : « Religious Involvement and Mortality Risk Among African American Adults », *Research on Aging*, 22, 630.
- GARENNE, M., & GAKUSI, E. (2006) : « Health transitions in sub-Saharan Africa: overview of mortality trends in children under 5 years old (1950-2000) », *Bull World Health Organ*, 84, 470-8.
- GHUMAN, S. J. (2003) : « Women's Autonomy and Child Survival : A Comparison of Muslims and Non-Muslims in Four Asian Countries », *Demography*, 40, 419-436.
- GOLDSTEIN, H. (1995) : *Multilevel statistical models*. 2nd edition London Edward Arnold New York : Halstead Press.
- GWATKIN, D., JOHNSON, K., WAGSTAFF, A., RUTSTEIN, S., & PANDE, R. (2000) : *Socio-Economic Differences in Health, Nutrition, and Population in Benin*.
- GYIMAH, S. O. (2002) : « Ethnicity and infant mortality in sub-Saharan Africa : The case of Ghana », *Population Studies Centre Discussion Paper*, 02-10.
- (2006) : « Cultural Background and Infant Survival in Ghana », *Ethnicity and Health*, 11, 101-120.
- (2007) : « What has faith got to do with it ? Religion and child survival in Ghana », *J Biosoc Sci*, 39, 923-37.
- GYIMAH, S. O., TAKYI, B. K., & ADDAI, I. (2006) : « Challenges to the reproductive-health needs of African women : On religion and maternal health utilization in Ghana », *Social Science & Medicine*, 62, 2930-2944.
- HILL, C., COM-NOUGUÉ, C., KRAMAR, A., CHASTANG, C., MOREAU, T., O'QUIGLEY, J., & SENOUSI, R. (1996) : *Analyse statistique des données de survie*. Paris : INSERM ; Médecine-Sciences Flammarion.
- HUMMER, R. A., ROGERS, R. G., NAM, C. B., & ELLISON, C. G. (1999) : « Religious Involvement and U.S. Adult Mortality », *Demography*, 36, 273-285.
- INSAE (2003) : *Troisième recensement général de la population et de l'habitation 2002. Synthèse des analyses en bref*. Cotonou : Institut National de la Statistique et de l'Analyse Économique, Bureau Central du Recensement.
- INSAE & ORC MACRO (2002) : *Enquête Démographique et de Santé au Bénin 2001*. Calverton, Maryland, USA Institut National de la Statistique et de l'Analyse Économique (INSAE) et ORC Macro.

- JEGEDE, A. S. (2007) : « What Led to the Nigerian Boycott of the Polio Vaccination Campaign ? », *PLoS Medicine*, 4 417-422.
- LE MATINAL (2007) : « Erreur religieuse », Cotonou: Le Matinal.
- MASUY-STROOBANT, G. (2002) : « Les déterminants de la santé et mortalité infantiles », in *Démographie : analyse et synthèse III-Les déterminants de la mortalité*, ed. by G. Caselli, J. Vallin, & G. Wunsch. Paris : INED-PUF, 129-144.
- MOSLEY, W. H., & CHEN, L. C. (1984) : « An Analytical Framework for the Study of Child Survival in Developing Countries », *Population and Development Review*, 10, 25-45.
- OMAN, D., & REED, D. (1998) : « Religion and Mortality Among the Community-Dwelling Elderly », *American Journal of Public Health*, 88, 1469-1475.
- OMS (2005) : *Le Rapport sur la santé dans le monde, 2005 – Donnons sa chance à chaque mère et à chaque enfant*. Genève : Organisation Mondiale de la Santé.
- PULLUM, T. W. (2006) : *An Assessment of Age and Date Reporting in the DHS Surveys, 1985-2003*. Calverton, Maryland : Methodological Reports No. 5. Macro International Inc.
- RUTSTEIN, S. O., & KIERSTEN, J. (2004) : *The DHS Wealth Index*. DHS Comparative Reports No. 6 -Calverton, Maryland : ORC Macro.
- SCHOUMAKER, B. (2004) : « Une approche personnes-périodes pour l'analyse des histoires genésiques », *Population (French Edition)*, 59, 783-796.
- SINGER, J. D., & WILLET, J. B. (2003) : *Applied Longitudinal Data Analysis : Modeling Change and Event Occurrence*. New York : Oxford University Press.
- STATA CORP (2003) : *Survival Analysis and Epidemiological Tables: Release 8*. College Station TX : Stata Corporation.
- (2007) : *Stata Statistics Software : Release 10*. Stata Corporation, College Station, TX.
- TABUTIN, D. (1980) : « Mortalité des enfants dans les pays en développement. Observation et analyse », Louvain-la-Neuve (BE) Liège (BE) : Ordina, 13-74.
- (2006) : « Les systèmes de collecte des données en démographie », in *Démographie. Analyse et synthèse VIII. Observation, méthodes auxiliaires, enseignement et recherche*, ed. by G. Caselli, J. Vallin, & G. Wunsch. Paris : INED, 13-63.
- TABUTIN, D., GOURBIN, C., MASUY-STROOBANT, G., & SCHOUMAKER, B. (1999) : *Théories, paradigmes et courants explicatifs en démographie: actes de la Chaire Quetelet 1997, Louvain-la-Neuve, 26-28 novembre 1997*. Louvain-La-Neuve : Academia-Bruylant : Institut de démographie, Université catholique de Louvain ; L'Harmattan.
- TABUTIN, D., & SCHOUMAKER, B. (2004) : « La démographie de l'Afrique au sud du Sahara des années 1950 aux années 2000. Synthèse des changements et bilan statistique », *Population - INED (FR)*, 59, 521-622.
- 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 no 119), 85-99.
- UNICEF (2004) : *Rapport annuel 2004*. Disponible en ligne http://www.unicef.org/french/publications/files/annualreport_04_fr.pdf.
- VALLIN, J., CASELLI, G., & SURAULT, P. (2002) : « Comportements, styles de vie et facteurs socioculturels de la mortalité », in *Démographie. Analyse et synthèse III-Les déterminants de la mortalité*, ed. by G. Caselli, J. Vallin, & G. Wunsch. Paris, 255-305.

- VAN POPPEL, F., SCHELLEKENS, J., & LIEFBROER, A. C. (2002) : « Religious Differentials in Infant and Child Mortality in Holland, 1855-1912 », *Population Studies*, 56, 277-289.
- WHITE, H. (1982) : « Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models », *Econometrica*, 50, 1-25.
- ZOURKALEINI, Y. (1997) : « Les déterminants socio-démographiques et contextuels de la mortalité des enfants au Niger », Montréal : Université de Montreal (Canada).

