

EVOLUTION DES INÉGALITÉS SOCIALES DE LA MORTALITÉ DES ENFANTS DE MOINS DE CINQ ANS EN CÔTE D'IVOIRE.

KOUADIO YAO JEAN

Institut de Formation et de Recherches Démographiques (IFORD), Yaoundé (Cameroun)

koudioyaojeanjeandedieu@outlook.com/yjeandedieukouadio@gmail.com

+225 87765837/+237 679025026

Résumé

Les études portant sur la mortalité des enfants sont abondantes et se penchent pour la plupart sur les déterminants. Les inégalités de mortalité entre classes sociales et leur évolution sont très peu analysées particulièrement dans le contexte ivoirien. Cette étude se propose de contribuer à la connaissance de l'évolution des inégalités sociales de la mortalité des enfants de moins de cinq ans en Côte d'Ivoire. Au niveau agrégé, la hausse ou la baisse du niveau des inégalités entre classes sociales est fonction des politiques sociales mises en place (effet de performance de base). Ces politiques ont plus d'influence sur les classes sociales les plus défavorisées (ménages pauvres, femmes sans niveau d'instruction, etc.).

Au niveau individuel, les résultats issus de la régression logistique binomiale montrent que le risque de décéder des enfants diffère entre différentes classes sociales sur l'ensemble de la période. Mais, ce sont le niveau de vie du ménage et le sexe de l'enfant qui sont restés déterminants sur toutes les périodes. Pour réduire ces inégalités et par ricochet réduire de manière substantielle le niveau de la mortalité, l'étude recommande l'accentuation des politiques sociales de santé (vaccination, gratuité des soins surtout pour les plus démunis et vivant en zone rurale).

Mots clés : Inégalité sociale, Mortalité infanto-juvénile, Déviation Logarithmique Moyen, Politique sociale.

Introduction

Dans le monde, plus de 15 000 enfants de moins de cinq ans meurent chaque jour ; et ce pour des causes qui auraient pu être prévenues (OMS, 2016). Entre 1990 et 2015, la plupart des pays du monde ont enregistré de remarquables progrès en matière de survie des enfants. La mortalité des enfants des moins de cinq ans, au niveau mondial, a chuté en 25 ans, de 56% entre 1990 et 2015 en passant de 93 décès à 41 pour 1000 naissances vivantes. Ce qui fait passer le nombre de décès des enfants de 12,7 millions en 1990 à 5,9 millions en 2015 (UN IGME, 2015). Cette baisse est consécutive à la transition

épidémiologique. L'espérance de vie à la naissance a augmenté en moyenne de 12 ans dans les pays à faible revenu, de 7 ans dans les pays à revenu intermédiaire et de 5 ans dans ceux à revenu élevé (Nations Unies, 2015).

La Côte d'Ivoire, à l'instar des autres pays de l'Afrique Subsaharienne, s'est inscrite dans cette démarche de réduction de la mortalité des enfants qui est passée de 150 pour 1000 en 1990 à 96 pour 1000 naissances vivantes en 2016 (INS et ORC Macro, 1995 ; INS, 2017). Soit une baisse de 36% en 25 ans.

Toutefois, cette baisse de la mortalité des enfants au niveau mondial comme au niveau national cache de fortes inégalités entre les différentes régions et entre les groupes sociaux. Au niveau mondial, il y a un grand écart entre les pays occidentaux et les pays en développement. En effet, en 2007, l'espérance de vie à la naissance se situe à plus de 80 ans dans les pays développés tandis que dans les pays d'Afrique subsaharienne, celle-ci se situe à moins de 60 ans et à moins de 55 ans en Afrique de l'Ouest (Nations Unies, 2018). En Côte d'Ivoire, la baisse de la mortalité observée au niveau national cache d'énormes inégalités entre les différentes régions et entre les différents groupes sociaux (quotient de mortalité 78 en milieu urbain et 108 en milieu rural). Face à cette situation, des politiques ont été mises sur pied afin de réduire ces inégalités. Cependant, ces dernières persistent et ont même des fois tendance à s'accroître. Qu'est ce qui pourrait expliquer cela ?

Par ailleurs, la plupart des études sur la mortalité menées en Côte d'Ivoire (Coulibaly, 2007; Traoré, 2010 et Easo, 2013) se sont focalisées sur la recherche des déterminants sous une approche transversale. Elles ont peu abordé les inégalités de mortalité entre classes sociales et l'évaluation de l'impact des programmes mis en place pour réduire ces inégalités. Pourtant, il est pertinent de voir dans une approche longitudinale, si le changement du niveau des inégalités de décès entre classes sociales est dû au programme mis en place ou au changement de la composition de la population avant de montrer comment le réduire.

D'où le problème de la persistance des inégalités de mortalité des enfants entre classes

sociales malgré les politiques mises en place d'une part et d'autre part, de la méconnaissance de l'évolution de ces inégalités. Il sera pour nous, dès lors, de répondre à travers cette étude à la question de savoir : Comment ont évolué les inégalités sociales de la mortalité des enfants de moins de cinq ans en Côte d'Ivoire ? Quels sont les déterminants des changements ?

Cette étude vise à contribuer à la connaissance de l'évolution des inégalités sociales de la mortalité des enfants de moins de cinq ans et à l'identification des catégories sociales ayant contribué à la baisse ou à la hausse de la mortalité infanto-juvénile entre 1994 et 2016 afin de mettre à la disposition des décideurs des informations actualisées pour une meilleure prise de décision en termes de réduction des inégalités de la mortalité des enfants.

Approche théorique

Dans l'explication des inégalités de la mortalité des enfants, les études antérieures se sont focalisées sur plusieurs approches, à savoir les approches biomédicale ou sanitaire, socioculturelle, matérialiste, socioéconomique, comportementale, nutritionnelle et biodémographique.

Approche biomédicale

L'approche biomédicale stipule que la baisse de la mortalité est imputable au progrès de la médecine. Pour les tenants de cette approche, l'offre biomédicale en soins de santé moderne est l'élément crucial dans l'explication de la mortalité (Demeny, 1965; Stolnitz, 1965). En effet, ces penseurs accordent le bénéfice de la baisse de la mortalité à la transition épidémiologique (Meslé, 1997; Vallin et Meslé, 2004). Ainsi, les différences de mortalité constatées entre le milieu rural et urbain

s'expliquent en partie par la concentration des ressources sanitaires et médicales aussi bien dans la zone urbaine que dans la zone rurale (Lalou et LeGrand, 1996; Gakidou et King, 2002; Van de Poel et al., 2007)

Approche socioéconomique

L'approche socioéconomique met au centre de l'explication de la différenciation de "l'économie". Au niveau macro, le niveau de développement économique d'un pays est à l'origine de la baisse de la mortalité. C'est justement ce qui explique la différence de mortalité entre les pays à croissance économique forte et ceux à faible croissance économique. Cet état des faits se présente au niveau micro de la même manière. En effet, les individus ont tendance à augmenter la part réservée à la santé à mesure que leurs revenus augmentent. Les individus à forts revenus seront ceux qui utiliseront majoritairement les centres de santé pour les soins de leurs enfants. Ce sont eux par ailleurs, qui se soucieront plus de la qualité des aliments que consomment leurs enfants (Schouamé, 2019). En outre, pour les tenants de cette approche, les différences de mortalité des enfants qu'on peut remarquer entre les individus ou entre les sociétés sont dues aux différences de niveau de vie (facteur important de la capacité à pays) qui existent entre eux (Vallin, 1989 et Beninguissé, 2003).

Approche matérialiste

L'approche matérialiste ou structurelle stipule que les inégalités observées dans le domaine de la santé sont fonction des différences des classes sociales des individus. Les individus au statut socioéconomique défavorisé souffrent de

problèmes de santé inhérents aux conditions de vie matérielles telles que le logement précaire, des conditions de travail difficiles, des revenus insuffisants pour avoir une alimentation correcte et bénéficier des soins de santé. De ce fait, la forte mortalité observée en campagne qu'en milieu urbain (Akoto et Tabutin, 1989) s'explique par les conditions d'habitat (Pison et al, 1995). En d'autres termes, la mortalité est élevée en milieu rural du fait de la forte concentration de personnes dans le même habitat (Ngwè, 2014), la mauvaise qualité d'eau de boisson, mais aussi de la grande distance des centres de santé (Sastry, 1997).

Approche socioculturelle

L'importance de l'approche socioculturelle dans l'étude de la mortalité des enfants est montrée par le fait que les facteurs socio-culturels à savoir le milieu de résidence, la religion, le niveau d'instruction, etc. façonnent les attitudes et comportements des individus via les normes, les interdits, les valeurs des communautés auxquelles ces individus appartiennent. En effet, certaines études réalisées par Akoto et Tabutin (1989) et Dackam (1990) montrent que dans un environnement épidémiologique défavorable la survie des enfants dépend en grande partie du comportement de la mère (Akoto et Tabutin, 1989; Dackam, 1990). A cet effet, Vimard (1980)¹ constate 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 (Vimard, 1980, 1984). Ce qui veut dire qu'une population peut être bien logée en termes d'infrastructures sanitaire et ne pas utiliser ces dernières si les normes sociales

¹ P. Vimard, *Nuptialité, fécondité et mortalité dans l'enfance en économie de plantation : le cas du*

plateau de Dayes, Thèse de 3^{ème} cycle, IDP/Paris, ORSTOM, 1980.

dans lesquelles elle vit ne s'y prêtent pas. C'est le cas des comportements des peuples Ewé et Kabye vis-à-vis de la médecine occidentale, où les premiers y sont favorables et les seconds n'y recourent que rarement bien que logés en centre de santé (Vimard, 1980).

En outre, cette approche souligne que les différences de mortalité constatées quand on considère certaines variables telles que le sexe de l'enfant, le milieu de résidences, le niveau de vie, la religion ou le niveau d'instruction, s'expliquent plus par les us et coutumes. A cet effet, la variation de la mortalité des enfants selon ces variables s'expliquent par le niveau d'acculturation des individus (Akoto, 1993).

Approche nutritionnelle

L'approche nutritionnelle découle au départ de l'expérience occidentale, avec les travaux de McKeown (1976) sur l'Angleterre. Les tenants de cette approche pensent que l'accroissement du niveau de vie qui permet une amélioration de l'état nutritionnel des individus et donc de leur résistance aux infections, conduit au déclin de la mortalité. Dans cette optique, elle est donc une continuité de l'approche économique qui n'accorde que peu d'importance aux facteurs médicaux (Tabutin et Willems, 1995). Les différences de décès observées entre les classes sociales sont dues à la quantité et la qualité d'alimentation que perçoivent les enfants de ces classes sociales (Desgrées Du Lou et Pison, 1995).

Approche comportementale

L'approche comportementale se base sur l'influence des comportements de la mère sur les probabilités de décéder de l'enfant. Pour appréhender la mortalité des enfants, plusieurs auteurs se sont focalisés sur cette approche. Ils

se sont intéressés particulièrement à certaines caractéristiques telles que le nombre de visites prénatales effectuées par la mère, le type d'assistance à l'accouchement et la vaccination vu leur rôle prépondérant dans l'explication de la variation de la mortalité des enfants par opposition milieu rural / milieu urbain.

Ainsi, les différences de décès entre les classes sociales sont fonction des comportements des mères.

Approche biodémographique

La relation entre les variables biodémographiques et la survie des enfants est reconnue dans la plupart des études relatives aux facteurs explicatifs de la santé des enfants. Les pionniers de cette approche fondent leur théorie sur le postulat selon lequel la résistance des enfants aux infections et maladies peut être expliquée par le « capital santé » dont ils disposent dès la naissance et les variables dites biodémographiques (Masuy-Stroobant, 2002; Deleau et al., 2014).

Les caractéristiques biodémographiques des mères (âge de la mère à l'accouchement, intervalle inter génésique, statut matrimonial de la mère) et celles des enfants (rang de naissance, sexe de l'enfant, âge de l'enfant, poids de l'enfant à la naissance et gémellité) apparaissent depuis longtemps dans les cadres conceptuels pour l'étude de la mortalité des enfants (Akoto, 1985).

En somme, aucune approche, à elle seule, ne peut prétendre pouvoir expliquer les différences de mortalités des enfants de moins de cinq ans entre les classes sociales. La complexité du phénomène requiert une approche globale.

Cadre conceptuel

Dans la perspective de la recherche des déterminants de la baisse de la mortalité des enfants, plusieurs cadres conceptuels ont été proposés. On a entre autres les cadres de Meegama (1980), Mosley et Chen (1984), Garenne et Vimard (1984) et Akoto (1985). Ces cadres sont semblables par leurs principes de base. Ces principes mettent en évidence les relations entre les facteurs et la santé des enfants, rendant plus compréhensibles les mécanismes d'action de ces facteurs. Et diffèrent par les facteurs privilégiés dans les schémas explicatifs (Rakotondrabe, 2004).

Cette étude s'inspire du cadre conceptuel de cadre de Mosley et Chen (1984). Leur modèle repose sur un postulat de base : « La survie de l'enfant est essentiellement déterminée par les ressources sociales et économiques de la famille » (Mosley et Chen, 1984; Akoto, 1985). Ce modèle revêt d'un intérêt particulier dans l'étude des inégalités de mortalité des enfants selon certaines catégories sociales dans la mesure où, d'une part, il distingue les déterminants socio-économiques et les déterminants proches. Ces derniers (les facteurs maternels, la contamination environnementale, les carences nutritionnelles, les blessures et le contrôle individuel) jouent le rôle d'intermédiaires pour l'influence des premiers sur la survie des enfants. Cette distinction n'est pas évidente dans les autres études. D'autre part, le schéma conceptuel intègre à la fois l'approche biomédicale et l'approche sociale dans l'explication de l'impact des facteurs économiques sur la santé des enfants.

Ainsi, nous présumons qu'en période de baisse de la mortalité des enfants de moins de cinq ans, les inégalités sociales tendent à diminuer alors qu'en période de hausse de la mortalité, elles

tendent plutôt à s'accroître sous l'effet prépondérant des catégories sociales défavorisées d'une part ; et d'autre part, les facteurs d'inégalités sociales (milieu de résidence, niveau de vie du ménage, niveau d'instruction de la mère et sexe de l'enfant) influencent directement et indirectement la mortalité des enfants).

Certains auteurs (Harpham, 2009; Rakotondrabe, 2004) ont montré l'importance du milieu de résidence dans l'explication des inégalités de la mortalité des enfants. Ils relatent que le fait qu'il y ait une inégale répartition des infrastructures sanitaires, socio-économiques en faveur de la ville, les enfants qui vivent dans les milieux ruraux sont plus susceptibles de mourir avant d'atteindre l'âge de cinq ans contrairement à leur congénères qui vivent en zone urbaine (Rakotondrabe, 2004; Boco, 2011). A cet effet, d'après l'étude de Rakotondrabe (2004) à Madagascar, la proportion des femmes rurales ayant eu recours à la prise en charge médicale de la grossesse est de 76,6%, contre 86,7% en milieu urbain. Cette différence du milieu rural par rapport au milieu urbain est aussi expliquée par l'attachement élevé aux normes, valeurs, us et coutumes en milieu rural qu'en milieu urbain (Akoto, 1993).

Les études ont montré pour la plupart une forte corrélation entre le niveau de vie du ménage et la mortalité des enfants (Ikamari, 2004; Boco, 2010, 2011; Wardlaw et al., 2013; Kamila, 2017). Le niveau de vie du ménage met en exergue la capacité à payer du ménage. Cette capacité influence ainsi le recours au centre de santé, la qualité et la quantité de nourriture de l'enfant. De ce fait, la différence de mortalité observée entre les populations s'explique aussi par une différence de niveau de vie

La plupart des études qui se sont intéressées à l'impact de l'instruction de la femme sur la morbidité ou la mortalité des enfants, ont abouti aux résultats selon lesquels le niveau de mortalité ou celui de morbidité tendait à diminuer au fur et à mesure que s'améliorait l'instruction de la mère (Dackam, 1990; Akoto, 1993; Gayawan et al., 2016; Morakinyo et Fagbamigbe, 2017; Ricci et al., 2018).

Le sexe fait partie des facteurs individuels tout comme l'intervalle inter gésésique qui influence la mortalité des enfants (Rakotondrabe, 2004; Boco, 2011; Adedini et al., 2015). Plusieurs études ont montré une surmortalité masculine dans la première année de vie et surtout pendant le premier mois de vie (Akoto, 1985 ; Baya, 1993). Cette surmortalité est attribuée à la moindre résistance des garçons aux maladies infectieuses et à d'autres infections dues à des causes obstétricales (Rakotondrabe, 2004). (Katamea et al., 2014) ont montré, dans une étude effectuée au Congo, que les garçons avaient toutes choses étant égales par ailleurs, 2 fois plus de risque de décéder avant leur cinquième anniversaire que les filles. Par ailleurs, les auteurs attribuaient cet écart aux facteurs génétiques. Les filles auraient un avantage biologique par rapport aux garçons (Pongou, 2013).

Méthodologie

Sources de données

Les données utilisées dans le cadre de cette étude sont issues des trois Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) réalisées respectivement en 1994, 1998 et 2011 ainsi que la dernière enquête par grappes à indicateurs multiples (MICS) réalisée en 2016. Les trois EDS ont été faites par le Ministère de la Santé

et de la Lutte contre le Sida (MSLS) et l'Institut National de la Statistique (INS) avec l'appui technique de l'ICF International dans le cadre du programme mondial des Enquêtes Démographiques et de Santé (Demographic and Health Surveys- MEASURE DHS). L'enquête MICS a été aussi réalisée par l'INS avec l'appui technique et financier de l'UNICEF, l'Union Européenne, le Programme Alimentaire Mondial. Ces quatre enquêtes ont pour objectif général de recueillir des informations sur la santé des femmes et des enfants et sur la mortalité des jeunes enfants.

Il s'agissait des enquêtes stratifiées représentatives au niveau national, dont les échantillons ont été tirés à deux degrés. Au premier degré, on a tiré les zones de dénombrements avec des probabilités proportionnelles au nombre de ménages recensés dans les zones. Au deuxième degré, on a tiré les ménages à partir des listes établies à la suite d'un dénombrement exhaustif dans chaque zone de dénombrement. Des coefficients de pondération ont été prévus pour assurer l'auto-pondération de l'échantillon au sein de chaque strate.

Aux EDS de 1994, 1998, 2011 et l'enquête MICS 2016, respectivement 8 099, 3 040, 10 060 et 11 780 femmes. La population cible est constituée des enfants de moins de cinq ans nés entre 5-10 ans avant l'enquête. Il s'agissait de 6 729 naissances au cours de la période 1984-1989 dont 987 sont décédés pour l'EDSCI-I. Quant aux EDSCI-II, EDS-MICS et la MICS5, ce sont respectivement 2 155 naissances vivantes de 1989-1994 dont 361 décédés, 6 862 naissances vivantes de 2001-2006 dont 832 décédés et 7 504 naissances vivantes de 2006-2011 dont 758 décédés.

Variable de l'étude

Variable dépendante

La variable à expliquer dans cette étude est le décès de l'enfant. Il s'agit d'une variable dichotomique qui prend les modalités 0 et 1 : 0 si l'enfant est en vie et 1 si l'enfant est décédé.

Variabes indépendantes

Conformément à notre approche conceptuelle, nous présumons qu'en période de baisse de la mortalité des enfants de moins de cinq ans, les inégalités sociales tendent à diminuer alors qu'en période de hausse de la mortalité, elles tendent plutôt à s'accroître sous l'effet prépondérant des catégories sociales défavorisées d'une part ; et d'autre part, les variables d'inégalités sociales (milieu de résidence, niveau de vie du ménage, niveau d'instruction de la mère et sexe de l'enfant) influencent directement et indirectement, la mortalité des enfants.

A cet effet, nous avons deux types de variables indépendantes : les variables indépendantes principales et les autres variables indépendantes.

Les variables indépendantes principales sont constituées des quatre variables d'inégalités sociales et de la variable temps. Le milieu de résidence est une variable de différenciation. C'est le milieu dans lequel la femme et l'enfant résident au moment de l'enquête. Celui-ci joue un rôle important dans la variation des comportements des individus. La variable a deux modalités : urbain et rural. Le niveau de vie du ménage a trois modalités : élevé, moyen et faible. Le niveau d'instruction de la mère est appréhendé par la dernière classe atteinte

dont les modalités sont : sans niveau, primaire, et secondaire ou plus. En fin le sexe de l'enfant est aussi une variable discriminante de la mortalité des enfants. Cette variable permet d'appréhender les inégalités de mortalité entre fille et garçon. Elle a deux modalités : masculin et féminin.

Les autres variables indépendantes sont considérées comme des variables de contrôles. Il s'agit de la région de résidence, de l'ethnie de la mère, de la religion de la mère, du nombre d'enfants de moins de cinq ans dans le ménage, du sexe du chef de ménage, de la parité atteinte, de l'âge la mère à l'accouchement, de l'intervalle inter génésique, du range de naissance et de l'âge de l'enfant.

Méthodes d'analyse

Aussi bien les méthodes descriptives que explicative ont été utilisées en considérant comme variable dépendante le décès de l'enfant. Au niveau descriptif, nous utilisons l'analyse bivariée qui permettra de dégager les tendances de l'évolution des inégalités sociales de la mortalité et la décomposition pour dégager les sources de changement de l'évolution de la mortalité des enfants. En ce qui concerne le niveau explicatif, nous faisons recours à la régression logistique qui permettra de montrer la contribution des variables d'inégalités sociales dans l'explication de l'évolution de la mortalité des enfants.

Approche descriptive

A ce niveau deux indicateurs ont été calculés pour rendre compte des inégalités de mortalité entre classes sociales. Il s'agit de l'écart relatif

entre classes sociales de chaque variable d'inégalités sociales et de l'écart logarithmique moyen appelé en Anglais Mean Logarithmic Deviation (MLD). Le MLD est un cas particulier de l'indice d'entropie généralisée avec avec $\alpha = 0$. Il est égal à zéro si tout le monde a le même revenu et prend des valeurs positives (ou négatives) plus grandes au fur et à mesure que les revenus deviennent plus inégaux à l'extrémité supérieure (ou inférieure). L'évolution de ces deux indicateurs entre les différentes périodes traduit l'évolution des inégalités de mortalité des enfants dans le temps.

Méthode de la Décomposition

La méthode de décomposition vise à estimer la contribution relative de deux ou plusieurs composantes dans un changement social. Le type d'explication fourni est la « source » et non la cause profonde du changement. Ainsi, il s'agit par cette méthode de répondre à la question « d'où provient le changement » plutôt que de mettre en exergue les causes de ce changement. A cet effet, la décomposition distingue deux principales sources de changement : l'effet de composition et l'effet de comportement ou de performance.

Dans le cadre de cette étude, il s'agit de la décomposition démographique dérivée, principalement de décomposition d'une inégalité. Au lieu de la valeur substantive (le niveau de mortalité infantile), l'on peut s'intéresser à l'inégalité nationale dans la mortalité, qu'elle soit mesurée par rapport à la région, au statut socio-économique, ou toute autre dimension (Eloundou et al., 2018). De ce

fait, nous considérons l'inégalité nationale de la mortalité par rapport au niveau de vie de ménage et au niveau d'instruction de la femme en utilisant la déviation logarithmique moyenne (MLD) comme mesure d'inégalité, alors le niveau national peut s'exprimer comme suit :

$$I_t = \sum w_{jt} * \ln\left(\frac{1}{r_{jt}}\right)$$

Avec I_t : Indice d'inégalité

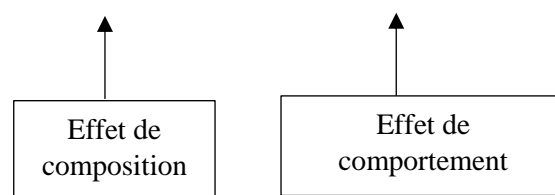
W_j : Effectif relatif de la classe sociale j

t : Temps

r_j : Taux de mortalité de la classe sociale j

De ce fait, le changement historique dans l'inégalité nationale est :

$$\Delta I = \sum (\bar{r}_j - \overline{\ln r_j}) \Delta w_j + \sum (\overline{w_j r_j} - \bar{w}_j) \Delta \ln(r_j)$$



Le choix des variables niveau de vie du ménage et niveau d'instruction de la mère se justifie par le fait qu'elles sont des variables productrices d'inégalités et remplissent les critères pour être utilisées comme variables de classification.

Par ailleurs, pour affiner la décomposition de l'effet de performance, il suffit d'estimer la relation statistique entre performance et les différentes variables de classification de notre étude. Ainsi on a

$$y_j = \alpha + \beta * x_j + u_j$$

La différenciation de cette performance est donc,

$$\Delta y_j = \Delta \alpha + \bar{\beta} \Delta x_j + \bar{x}_j \Delta \beta + \Delta u_j$$

Le résultat est donc une décomposition plus complète

$$\Delta I = \sum (\bar{r}_i - \ln \bar{r}_i) \Delta w_i + \sum (\bar{w}_i \bar{r}_i - \bar{w}_i) \Delta \alpha + \sum (\bar{w}_i \bar{r}_i - \bar{w}_i) \bar{x} \Delta \beta + \sum (\bar{w}_i \bar{r}_i - \bar{w}_i) \bar{x} \Delta \beta_i$$

Méthode explicative

La régression logistique binaire est une méthode qui permet la prédiction d'appartenance à un groupe quand la variable dépendante est dichotomique. Les prédicteurs ou variables explicatives peuvent être des variables continues, discrètes ou dichotomiques. Elle permet donc d'évaluer les probabilités d'appartenance à un groupe (0 ou 1 de Y) en connaissant les valeurs de T et X_1 à X_k .

Le modèle de régression logistique se présente comme suit :

$$P = \alpha + \beta_1 T + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_k X_k$$

Où P est la probabilité d'occurrence de la variable Y. Dans nos analyses, P est la probabilité de décéder avant cinq ans.

La transformation logit de P conduit à :

$$\frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta_1 T + \sum \beta_i X_i)}}$$

Par ailleurs, pour évaluer l'impact net de chaque variable indépendante sur la mortalité, les données des Enquêtes démographiques et de santé de 1994, 1998 et 2011 et celles de la MICS5 2016 ont été fusionnées en ajoutant, la variable temps ayant modalités suivant : 1994 1998 2011 et 2016. Cela fut fait afin d'apprécier l'effet du temps sur le phénomène étudié. En effet, le degré et le sens de la variation dans le temps des valeurs de la variable dépendante permettent de savoir si les programmes ont, toutes choses étant égales par ailleurs,

significativement contribué à l'évolution de la mortalité des enfants de moins de cinq ans en Côte d'Ivoire.

La régression logistique utilise la méthode du maximum de vraisemblance pour estimer les paramètres du modèle. Du fait de la non-linéarité du modèle, ces paramètres sont estimés par itération. Cette méthode est essentiellement probabiliste. Elle fournit des coefficients de régression " β_i " à partir desquels on calcule les odds Ratio (OR) ou rapports de chances ($\exp(\beta)$). Pour mieux interpréter les résultats, nous nous intéresserons aux OR. Un OR supérieur à 1 dans une catégorie indique qu'il y a une plus grande probabilité qu'un décès d'enfant survienne avant cinq ans, par rapport au groupe de référence. Un rapport de chances inférieur à 1 signifie une probabilité plus faible qu'un enfant décède avant l'âge de cinq ans dans la catégorie considérée par rapport au groupe de référence.

Résultats

Les résultats issus de l'utilisation des méthodes d'analyse susmentionnées sont présentés ci-après en trois points. D'abord la description de l'évolution des indices d'inégalités sociales de la mortalité, par la suite les sources de changement des inégalités de mortalité au niveau collectif et enfin au niveau individuel, l'écart relatif des OR des facteurs d'inégalités sociales et leur évolution.

Description de l'évolution des inégalités sociales de la mortalité des enfants de moins de cinq ans.

Dans l'ensemble, la proportion de décès d'enfants varie significativement selon l'année au seuil de 5%. Entre 1994 et 1998, cette proportion a connu une hausse de

10%. Sur les périodes 1998-2011 et 2011-2016, elle a connu une baisse respectivement de 25,5% et 16,5%.

En considérant les variables d'inégalités sociales, elles sont toutes associées à la proportion de décès des enfants de moins de cinq au seuil de 5% sur les quatre années de l'étude. Entre 1994 et 1998, l'écart relatif de décès entre les enfants du milieu rural et ceux du milieu urbain s'est accru de 69% passant de 39,5% à 67%. L'indice MLD est passé de 0,088 à 0,166. Les inégalités ont baissé de 64,5% (écart relatif passe de 67% à 24%) sur la période 1998-2011 et sur la dernière période, elles se sont accrues de 104,5% (écart relatif passe de 24% à 49%).

Pour ce qui est des inégalités de décès liées au niveau de vie du ménage et au niveau d'instruction de la mère, elles ont connu une hausse sur la première période (1994-1998) et une baisse entre 1998-2011 et entre 2011-2016. Les inégalités se sont accrues entre les enfants de ménages de différents niveaux de vie de 85% (MLD passe de 0,139 à 0,257) entre 1994 et 1998. Elles ont baissé de 24% et 72% respectivement entre 1998-2011 (MLD passe de 0,257 à 0,196) et entre 2011-2016 (MLD passe de 0,196 à 0,055). Entre la période 1994-1998, les inégalités de décès entre les enfants de mères de différents niveaux d'instruction ont connu une hausse de 81,7% où l'indice MLD est passé de 0,306 à 0,557. Cet indice a baissé sur les autres périodes respectivement de 41% entre 1998 (2011) et 53,5% sur la dernière période.

La différence de proportion de décès entre les garçons et les filles a connu une baisse jusqu'en 2011 avant de connaître une hausse sur la dernière période, contrairement aux autres

variables d'inégalités sociales. Ainsi, le MLD est passé de 0,028 en 1994 à 0,021 en 1998 puis à 0,015 pour enfin passer à 0,019.

En outre, excepté le sexe de l'enfant, la hausse ou la baisse des inégalités de décès entre les autres catégories sociales est due à la hausse ou la baisse des proportions de décès des classes sociales les plus défavorisées.

Niveau collectif

La méthode de la décomposition a été utilisée ici, en considérant le niveau d'instruction de la mère et le niveau de vie du ménage comme variables de classification. Ainsi, les résultats de la décomposition simple montrent que quelle que soit la variable de classification, la hausse ou la baisse des inégalités de décès provient de l'effet de comportement. En effet, en considérant le niveau de vie du ménage, la hausse observée entre 1994 et 1998 provient à 92% de l'effet de performance et la baisse sur les périodes 1998-2011 et 2011-2016 est aussi due respectivement à 96% et 51% de l'effet de performance. Par ailleurs, en considérant le niveau d'instruction, l'effet de comportement contribue à hauteur de 110% pour la hausse des inégalités, et respectivement à 100% et 89% pour la baisse sur les périodes 1998-2011 et 2011-2016.

A la question de savoir par qui provient la hausse ou la baisse, que ce soit le niveau de vie du ménage ou le niveau d'instruction de la mère, ce sont les catégories sociales défavorisées (ménages de niveau de vie faible et femmes sans niveau d'instruction) qui contribuent le plus au changement des inégalités de décès. Les ménages à niveau de vie faible ont contribué à 102% à la hausse pour 1994-1998 et à la baisse à 93% et 151% pour les autres

périodes. Quant aux femmes n'ayant aucun niveau d'instruction, elles contribuent à 65% à la hausse et 92% (1998-2011) et 96% (2011-2016) à la baisse.

La décomposition avancée révèle que c'est l'effet de performance de base, c'est-à-dire les politiques de bases qui sont à l'origine de la hausse des inégalités de décès entre classes sociales pendant la période 1994-1998. Cependant, la baisse de ces inégalités sur les autres périodes, est due aux politiques de base et aux autres effets qui ne sont pris en compte dans le modèle.

Niveau individuel

Toute chose étant égale par ailleurs, le temps a un effet significatif sur le risque de décès des enfants de moins de cinq ans. Les enfants de 2011 et 2016 ont respectivement 21,8% et 38,1% moins de risque de décéder avant leur cinquième anniversaire. Ceux de 1998 ne diffèrent pas significativement de ceux de 1994 en termes de risque de décès.

Le graphique 1 ci-après représente l'évolution des ODD Ratios. Les points représentent les années de l'enquête et la droite verticale d'abscisse 1 représente la modalité de référence. Ainsi, en considérant le milieu de résidence, son effet sur le risque de décès n'est significatif qu'en 1994 et en 2016. Les enfants vivant milieu rural ont environ 1,5 fois plus de risque de décéder avant cinq ans en 1994 et en 2016. Toutefois, l'écart de risque a baissé de 26% entre 1994 et 1998. Il a connu une hausse de 17% entre 1998 et 2011, et 9% sur la dernière période.

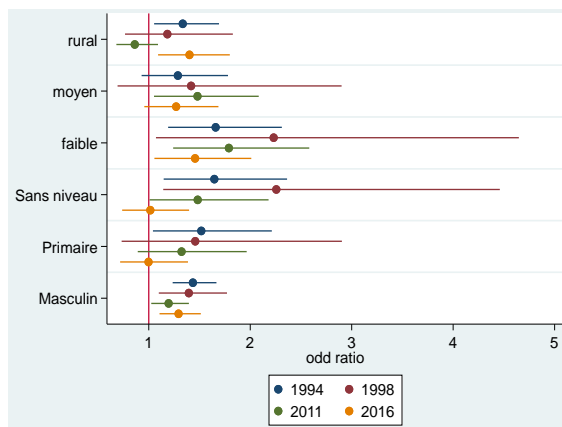
En considérant le niveau de vie du ménage, quelle que soit l'année, on observe que celui-ci a un effet net significatif sur le risque de décès

des enfants. En 1994, les enfants qui vivent dans des ménages pauvres ont 1,7 fois plus de risque de décéder que les enfants des ménages riches. Ce risque est passé à 2,5 fois en 1998 avant de descendre à environ 1,8 fois en 2011 puis à 1,5 fois en 2016 (figure en annexe). Par ailleurs, entre 1994 et 1998, l'écart de risque de décès entre enfants de pauvres et enfants de riches a connu une hausse de 98%. Cet écart relatif a baissé de 46% entre 1998 et 2011, puis de 33% sur la dernière période (figure1).

Pour ce qui est de la variable niveau d'instruction de la mère, elle a un effet net significatif sur le risque de décès excepté en 2016. En 1994, les enfants de mères sans niveau d'instruction couraient environ 1,7 fois plus de risque que ceux de mères de niveau d'instruction élevé. Cette valeur est passée à environ 2,3 en 1998 et à 1,5 en 2011. Aussi, sur la période 1994-1998, l'écart de risque de décès entre les enfants de mères sans niveaux d'instruction et ceux de mères de niveau secondaire et plus s'est accru de 52,5%. Cet écart a connu une baisse respectivement de 67,2% et 33,5% entre 1998-2011 et 2011-2016 (figure1).

Quant au sexe de l'enfant, son effet net sur le risque de décès est significatif quelle que soit l'année. Toute chose étant égale par ailleurs, les garçons courent respectivement 1,45, 1,40 ; 1,20 et 1,30 fois plus de risque en 1994, 1998, 2011 et 2016. Sur les périodes 1994-1998 et 1998-2011, les inégalités de risque de décès entre filles et garçons ont baissé respectivement de 5,4% et 19,9%. Par contre sur la période 2011-2016, on observe une hausse de 50% (figure1).

Figure 1 : évolution des ODD ratios



Discussion et conclusion

Discussion

Milieu de résidence

Les causes pouvant expliquer les différences de risque décès entre enfants du milieu urbain et ceux du milieu rural sont multiples. En premier lieu la distribution inégale des infrastructures sanitaires entre le milieu urbain et le rural comme le montre le contexte ivoirien fait que les enfants vivants dans en zone rurale sont défavorisées en termes de soins. Aussi, les crises économiques des années 1988 à 1993 qu'a connues la Côte d'Ivoire se traduisant par une baisse drastique des coûts des produits d'exportation (café, cacao) ont eu plus d'impact en milieu rural qu'en milieu urbain. Cette situation a réduit considérablement la capacité à payer des parents vivant en campagne en cas de maladies (Léonard, 1997). La hausse des inégalités de décès entre 1994 et 1998 peut s'expliquer par la dégradation générale des infrastructures sanitaires dans les deux milieux. Les conditions de vie des citoyens s'étaient détériorées davantage. En effet, sur la période 1994-1999, les politiques sociales mises en place ont échoué du fait que ce ne sont pas les populations les plus vulnérables qui ont bénéficié de ces politiques comme en témoigne Francis Akindès (2000). Accentuant ainsi les

conditions de précarité des plus pauvres en milieu urbain (Grimm et al., 2001)

Entre 1998 et 2011, les inégalités de décès entre urbain et rural ont baissé. Cependant, en considérant les odd ratios on remarque qu'ils sont supérieurs en milieu urbain qu'en milieu rural. Cette défaveur peut s'expliquer par les effets de la crise post-électorale de 2010-2011. Cette crise a eu des effets plus néfastes dans les villes que dans les villages notamment dans les grandes villes à l'instar d'Abidjan. Une étude menée en 2012 par l'UNICEF a révélé que la situation sanitaire s'est plus dégradée à l'ouest et Abidjan du fait du départ massif du personnel de santé dans ces localités. Par ailleurs, ces résultats vont dans le même sens que ceux de l'étude sur les déterminants de la mortalité néonatale, infantile et infanto-juvénile dans un pays touché par la guerre réalisée par Mugo et al. (2018).

En outre, les différences de mortalité entre urbain et rural peut s'expliquer par le niveau d'acculturation de chaque milieu (Akoto, 1993). Les résultats de certaines études à l'instar de (Rakotondrabe, 2004; Boco, 2011) vont dans le même sens que ce qui vient d'être dit.

Niveau de vie du ménage

Cette étude montre que le risque de décès de l'enfant évolue dans le sens contraire du niveau de vie du ménage. Ces résultats vont dans le même sens que ceux obtenus par Fomekong au Cameroun en 2015 où il trouve que les enfants vivant dans des ménages très pauvres courent plus de risque de décéder avant d'atteindre cinq ans pour ceux des ménages riches. Il en est de même que ceux de Ikamari (2004) et Boco (2011).

En considérant les résultats obtenus des données de 1998, ils pourraient s'expliquer par la hausse des inégalités dans la distribution de fruits de la petite croissance économique induite par la dévaluation du franc CFA en 1994. Entre 1994 et 1999, les politiques sociales mises en œuvre par l'Etat ivoirien se sont soldées par un total échec. Les fonds destinés à la création d'emplois ou au financement des activités génératrices de revenus des jeunes déscolarisés et des femmes ont été détournés, aggravant ainsi, les conditions de précarités des pauvres. Cette situation a creusé davantage l'écart entre le risque de décéder des enfants issus des ménages pauvres et de ceux des ménages riches.

Pour ce qui est de 2011, si l'écart de risque entre enfants de ménages pauvres et enfants de ménages riches est significatif, il faut noter qu'il a toutefois baissé. L'écart observé s'explique ici, par les différences de pouvoir d'achat entre ménages pauvres et riches. Cependant, concernant la baisse de cet écart, elle pourrait s'expliquer par une amélioration des politiques publiques mises en place quoique celles-ci aient été perturbées par les deux crises militaro-politiques (2002 et 2011). Ces politiques sont entre autres le PNDS 1996-2005, le PNDS 2007-2012.

En 2016, les inégalités entre les classes en termes de risque de décès des enfants de moins de cinq ans se sont encore réduites. Cette réduction peut s'expliquer par une nette amélioration des conditions de vie des populations traduites par l'accroissement du PIB par tête. Mais et surtout par les efforts consentis par le pouvoir public au lendemain de la crise post-électorale de 2011.

Niveau d'instruction de la mère

Le niveau d'instruction de la mère a un effet significatif sur le risque de décéder des enfants de moins de cinq ans en 1994, 1998 et 2011. Cependant, en 2016, son effet n'est pas significatif. En d'autres termes, les enfants de mères non instruites et ceux de mères de niveau primaire, secondaire ou plus courent le même de risque de décès avant l'âge de cinq ans.

Ces inégalités de décès entre les enfants des femmes non instruites et ceux des femmes de niveau secondaire ou plus peuvent s'expliquer par l'effet d'acculturation (Akoto, 1993). Les femmes de niveau d'instruction élevé sont plus ouvertes à l'acquisition de certaines connaissances (importance de la vaccination et surtout du respect de l'achèvement des vaccins (Yao, 2017)). L'instruction permet à la mère de rompre avec certaines pratiques et préjugés culturels néfastes à la santé des enfants (Dackam, 1990).

L'écart de risque entre les enfants de mères instruites et de ceux de mères non instruites qui s'est creusé davantage de 1994 à 1998 peut s'expliquer par une combinaison de facteurs. Dans un contexte de dysfonctionnement des politiques sociales, les femmes non instruites ne trouvent pas d'intérêt à déboursier les maigres ressources qu'elles ont pour une consultation prénatale ou encore postnatale. La priorité étant la nourriture, tant qu'il n'y a pas aggravation de la maladie, ou qu'on arrive à trouver une explication traditionnelle de la maladie, les parents utiliseront moins les services d'un médecin.

Entre 1998-2011, l'effet du niveau d'instruction de la mère sur le risque de décès des moins de cinq ans est certes significatif, mais s'est réduit. Cette réduction peut s'expliquer en grande

partie par l'amélioration des services de santé et par les politiques sociales qui touchent toutes les couches sociales. On peut citer entre autres, les Programmes élargis de Vaccination (PEV) sur la période 2006-2012 qui ont eu pour effet l'augmentation de la couverture vaccinale sur ladite période. A cet effet, l'EDS-MICS 2011/2012 montre qu'il y a eu une hausse de la couverture vaccinale dans toutes les couches sociales.

Par ailleurs, les politiques sociales (gratuité des soins des enfants de moins de cinq ans, distribution des moustiquaires imprégnées à longues durées d'Action, programmes élargis de vaccination) mises en place au lendemain de la crise post-électorale ont réduit considérablement les inégalités de décès entre les enfants de mères non instruites et ceux de mères de niveau secondaire ou plus entre 2011 et 2016.

Sexe de l'enfant

L'effet discriminatoire du sexe de l'enfant sur le risque de décéder avant son cinquième anniversaire est significatif à toutes les dates d'enquêtes. Et, quelle que soit l'année de l'enquête, les enfants de sexe masculin courent plus de risque de décéder que les filles.

D'une manière générale, on peut attribuer cette différence qui est en défaveur du sexe masculin par un avantage biologique des filles (Pongou, 2013). Plusieurs études à cet effet ont mis en exergues cette fragilité masculine au bas âge. Rakotondrabe (2004) a montré que la surmortalité masculine aux âges jeunes provient essentiellement de sa moindre résistance de son organisme aux maladies infectieuses. Dans la même veine, l'étude de Katamea et al. (2014) au Congo a montré que la surmortalité masculine

observée pourrait s'expliquer par le fait qu'aux premiers jours les filles ont un avantage biologique.

Limites de l'étude

Bien qu'elle aboutisse à des résultats intéressants, cette étude regorge quelques limites qui sont :

L'absence des variables liées à l'offre de santé, des variables macroéconomiques permettant d'apprécier l'impact de l'évolution du PIB ou du PNB sur l'évolution des inégalités sociales.

La non-prise en compte de certaines variables individuelles telles que l'état de vaccination de l'enfant, l'assistance à l'accouchement ou encore le poids à la naissance de l'enfant qui sont des variables très importantes dans l'étude de la mortalité des enfants due à l'effet de troncature.

L'effet d'endogénéité dû au caractère transversal des enquêtes. Le fait qu'on attribue les caractéristiques sociales du moment aux décès produits antérieurement.

Conclusion

Somme toute, l'objectif de cette étude était de contribuer à la connaissance de l'évolution des inégalités sociales de la mortalité des enfants de moins de cinq ans en Côte d'Ivoire. L'analyse des données des EDS 1994, 1998 et 2011 et de l'enquête MICS 2016 réalisées en Côte d'Ivoire ont permis d'atteindre cet objectif.

Ainsi, en dehors du sexe de l'enfant, entre 1994 et 1998, les inégalités se sont accrues entre classes sociales. Les inégalités entre classes sociales de niveau d'instruction de de niveau de

vie ont connu une baisse entre 1998-2011 et 2011-2016. Par ailleurs les politiques sociales influencent ces inégalités. En période de détérioration des politiques sociales (1994-1998), les inégalités s'accroissent alors qu'en période d'amélioration de ces politiques, les inégalités baissent et tendent même à disparaître. De ces résultats, quelques recommandations peuvent être formulées à l'endroit des décideurs politiques.

Au ministère de la santé et de l'hygiène publique, nous recommandons d'intensifier premièrement les politiques de prises en charge des soins des enfants issus des catégories défavorisées. Ensuite, d'intensifier les campagnes de sensibilisation sur l'importance de la vaccination et des politiques de vulgarisation des vaccins surtout en milieu rural. Enfin, d'accentuer les actions de la planification familiale avec la mise en place des systèmes de communication pour le changement de comportement (CCC) en faveur de la parenté responsable.

Au ministère de la femme, de la famille et de l'enfant, nous recommandons d'accompagner les familles défavorisées à la création d'activités génératrices de revenus et de diversifier les centres d'alphabétisation des mères sans niveau d'instruction afin qu'elles adoptent des attitudes de prévention des maladies.

Références bibliographiques

ADEDINI S. A., ODIMEGWU C., IMASIKU E. N. S., ONONOKPONO D. N. et IBISOMI L. (2015), « Regional variations in infant and child mortality in nigeria: a multilevel analysis », *Journal of Biosocial Science*, Vol. 47, n°2, pp.165-187.

AKINDES F. (2000), « Inégalités sociales et régulation politique en Côte d'Ivoire: la paupérisation en Côte d'Ivoire est-elle réversible? », *Politique Africaine*, Vol. 2, n°78, pp. 126-141.

AKOTO E. (1985), *Mortalité infantile et juvénile en Afrique. Niveaux et caractéristiques. Causes et déterminants.* Louvain-la-Neuve, Belgique, Université Catholique de Louvain, Département de démographie, 269p.

AKOTO E. (1993), *Déterminants socio-culturels de la mortalité des enfants en Afrique noire: Hypothèses et recherche d'explication*, Université Catholique de Louvain, ACADEMIA-ERASME, 25, Grand'Rue, bte 115, B-1348 Louvain-la-Neuve, 269p.

AKOTO E. et TABUTIN D. (1989), *Inégalités socio-économiques et culturelles devant la mort.* In mortalité et Société en Afrique au sud du Sahara, édité par Gilles Pison, Etienne van de Walle et Mpembele Sala-Diakanda, Paris, France, Institut National d'Etudes Démographiques, pp. 35-64 (Travaux et documents, cahiers n°124).

BAYA B. (1993). *Les déterminants de la mortalité des enfants en milieu urbain au Burkina Faso: Cas de Bobo-Dioulasso*, Thèse présentée à la Faculté des Etudes Supérieures en vue d'obtenir le Philosophiae Doctor (Ph.D.) en démographie, Université de Montréal, Montréal (Canada), 293p.

- BENINGUISSE G. (2003), *Entre tradition et modernité: Fondements sociaux de la prise en charge de la grossesse et de l'accouchement au Cameroun*, thèse de doctorat en Démographie, Université Catholique de Louvain, Louvain-La-Neuve, Academia- l' Harmattan, 297p.
- BOCO A. (2011), *Déterminants individuels et contextuels de la mortalité des enfants de moins de cinq ans en Afrique au sud du Sahara. Analyse comparative des enquêtes démographiques et de santé*, thèse présentée à la Faculté des études supérieures en vue de l'obtention du grade de Philosophiae Doctor (Ph.D.) en démographie, Université de Montréal Faculté des études supérieures, Montréal, 249p.
- DACKAM R. (1990), *L'éducation de la mère et la mortalité des enfants en Afrique*, les cahiers de l'Iford, Yaoundé, Cameroun, Institut de Formation et de Recherche Démographiques [IFORD], Vol.2, 160p.
- DELEAU M., MASUY-STROOBANT G. et TOCZEK M.-C. (2014), « Enfants et enfance », *Sciences Humaines*, Vol. 258, n°4, pp.47-47.
- DEMENY P. (1965), « Investment Allocation and Population Growth. *Demography* », Vol. 2, pp. 203-232.
- DESGREES DU LOU A. et PISON G. (1995), « Le rôle des vaccinations dans la baisse de la mortalité des enfants au Sénégal », *Population*, Vol. 50, n°3, pp. 591-620.
- ELOUNDOU-ENYEGUE P. et GIROUX S. (2010), *Comprendre le changement social. Apport des méthodes de décomposition*, Panel UIES sur le renforcement de la formation démographique en Afrique Francophone, Imprimerie Médiat, Yaoundé, Cameroun, 74p.
- ESSO E. (2013), « Les déterminants de la mortalité des enfants de moins cinq ans en Côte d'Ivoire », *European Scientific Journal*, Vol. 9, n°2, pp. 1857-1881.
- GAKIDOU E. et KING G. (2002), « Measuring total health inequality: Adding individual variation to group-level differences », *International Journal for Equity in Health*, Vol. 1, n°3.
- GAYAWAN E., ADARABIOYO M., OKEWOLE D. et FOSHOTO S. (2016), « Variations géographiques de la mortalité infantile et juvénile en Afrique de l'Ouest: une géo-additive à suivie discrète », *Genre de journal des sciences de la population*, Vol. 72, n°5, pp. 8-27.
- GRIMM M., GUENARD C. et MESPLESOMPS S. (2001), *Evolution de la pauvreté urbaine en Côte d'Ivoire: Une analyse sur 15 ans d'enquêtes ménages*, DIAL - UR DE l'IRD.
- HARPHAM T. (2009), « La santé urbaine dans les pays en développement: Que savons-nous et où allons-nous? Essai

- d'examen », *Santé et Place*, Vol. 15, n°1, pp. 107-116.
- IKAMARI L. (2004), « Un recrudescence au début de la mortalité infantile au Kenya: Une recherche d'explication », *Journal africain des sciences de la santé*, Vol. 11, n°1-2, pp. 9-20.
- INS et ORC MACRO (1995), *Enquête Démographique et de Santé, Côte d'Ivoire 1998-1999*, Calverton, Maryland USA: Institut National de la Statistique et ORC Macro, 296p.
- INS et ORC MACRO. (2001), *Enquête Démographique et de Santé, Côte d'Ivoire 1998-1999*, Calverton, Maryland USA: Institut National de la Statistique et ORC Macro, 296p.
- INS (2017), *Enquête à indicateurs multiples, Côte d'Ivoire 2016, Rapport des résultats clés*, Abidjan, Côte d'Ivoire: Institut National de la Statistique, 442p.
- INS et ICF International (2012), *Enquête Démographique et de Santé et à Indicateurs Multiples de Côte d'Ivoire 2011-2012*, Calverton, Maryland, USA: INS et ICF International, 589p.
- KAMILA K. (2017), *Déterminants individuels et contextuels de la mortalité de la survie des enfants de moins de cinq ans au Cameroun*, mémoire de Master en Démographie, Université de Yaoundé II Soa, IFORD, Yaoundé, 133p.
- KATAMEA T., MUKUKU O. et LUBOYA O. (2014), « Facteurs de risque de la mortalité chez les nouveau-nés transférés au service de néonatalogie de l'Hôpital Jason Sendwe de Lubumbashi, République Démocratique du Congo », *The Pan African Medical Journal*, Vol. 19, n°169, pp. 4018-4024.
- LALOU R. et LEGRAND T. K. (1996), « Child mortality in towns and villages in the Sahel », *Population*, Vol. 51 n°2, pp. 329-51.
- LEONARD E. (1997), « La commercialisation du cacao et du café: restructurations nationales et implication dans la région de Sassandra », *Institute of Research for Development*, pp. 202-219.
- MASUY-STROOBANT G. (2002), « Inégalités sociales et santé : Le cas des enfants nés hors mariage », *Reflets et perspectives de la vie économique*, Vol. XLI, n°3, pp. 51-59.
- MESLE F. (1997), « L'évolution de la mortalité par cause : Les différentes facettes de la transition épidémiologique », *médecine/sciences*, Vol. 13 n°8-9, pp. 1008-1017.
- MORAKINYO O. et FAGBAMIGBE A. (2017), « Mortalité chez les nouveau-nés, les nourrissons et les moins de cinq ans au Nigéria: examen des tendances et des facteurs déterminants (2003-2013) », *PLOS ONE*, Vol. 12, n°8.
- MOSLEY W. et CHEN L. (1984), « Un cadre d'analyse pour l'étude de la survie des enfants dans les pays en développement », *Population and*

- Development Review*, Vol 10, pp. 25-45.
- PONGOU R. (2013), « Pourquoi la mortalité infantile est-elle plus élevée chez les garçons que chez les filles? Une nouvelle hypothèse basée sur l'environnement de préconception et la preuve d'un large échantillon de jumeaux. », *Démographie*, Vol. 50, n°2, pp. 421-444.
- RICCI C., CARBOO J., ASARE H., SMUTS C. M., DOLMAN, R. et LOMBARD M. (2018), « L'état nutritionnel en tant que déterminant central de la mortalité infantile en Afrique subsaharienne : cadre conceptuel quantitatif », *Nutrition Maternelle et Infantile*, Vol. 15, n°2, 8p.
- SASTRY N. (1997), « Regroupement au niveau familial du risque de mortalité infantile dans le nord du Brésil », *Etudes de la population*, Vol. 51, n°3, pp. 245-261.
- STOLNITZ G. J. (1965), « Recent mortality trends in Latin America, Asia and Africa », *Population Studies*, Vol. 19, n°2, pp. 117-138.
- TABUTIN D. et WILLEMS M. (1995), « Excess female child mortality in the developing world during the 1970s and 1980s », *population bulletin of United Nations*, n°39, pp. 45-79.
- TRAORE N. (2010), *Analyse de la mortalité infanto-juvénile en Côte d'Ivoire*, mémoire de DEA en économie du développement, Université de Cocody-Abidjan, Abidjan, 66p.
- VALLIN J. (1989), « Mortality in Europe from 1720 to 1914: long-term trends and changes in sex and age structure », *Annales de démographie historique*, pp. 31-54.
- VALLIN J. et MESLE, F. (2004), « Convergences and divergences in mortality: A new approach of health transition », *Demographic Research, Special 2*, pp. 11-44.
- VAN DE POEL E., O'DONNELL O. A. et VAN DOORSLAER E. (2007), « Are Urban Children Really Healthier? », *SSRN Electronic Journal*.
- VIMARD P. (1980), *Nuptialité, fécondité et mortalité dans l'enfance en économie de plantation: Le Cas du plateau de Dayes*, thèse de doctorat, Thèse de 3ème Cycle en démographie, Paris I, Institut de démographie de Paris, 421p.
- VIMARD P. (1984), « Tendances et déterminants de la mortalité infantile sur le plateau de Dayes (Sud-Ouest Togo) (1930-1976) », *Orstom Cahiers: Série Sciences Humaines*, Vol. 20, n°2, pp. 185-206.
- WARDLAW T., VOUS D., NEWBY H., ANTHONY D. et CHOPRA M. (2013), *Survie de l'enfant: un message d'espoir, mais un appel à un engagement renouvelé dans le rapport de l'UNICEF*, 4p [La santé reproductive].
- YAO J. (2017), *Déperdition vaccinale chez les enfants de 12-59 mois en Côte d'Ivoire*, mémoire de Master en Démographie,

Université de Yaoundé II Soa, IFORD,
Yaoundé, 187p.

Tableau1 : Effets nets des variables indépendantes sur le risque de décéder des enfants de moins de cinq ans de 1994, 1998, 2011, 2016 et de 1994-2016

VARIABLES/MODALITES	EFFET NET				
	1994	1998	2011	2016	1994-2016
Temps					***
1994					(Réf)
1998					1,064 ^{ns}
2011					0,782 ^{***}
2016					0,619 ^{***}
Région de résidence	ns	ns	***	***	*
Abidjan	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)
Sud	1,039 ^{ns}	1,019 ^{ns}	1,139 ^{ns}	0,798 ^{ns}	1,008 ^{ns}
Ouest	0,969 ^{ns}	0,859 ^{ns}	0,892 ^{ns}	0,770 ^{ns}	0,885 ^{ns}
Centre	0,817 ^{ns}	0,877 ^{ns}	1,259 ^{ns}	0,515 ^{***}	0,860 [*]
Nord	0,889 ^{ns}	1,176 ^{ns}	1,760 ^{***}	0,606 ^{***}	1,008 ^{ns}
Milieu de résidence	**	ns	ns	***	***
Urbain	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)
Rural	1,335 ^{**}	1,183 ^{ns}	0,862 ^{ns}	1,401 ^{***}	1,187 ^{***}
Sexe du chef de ménage	ns	ns	ns	***	***
Masculin	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(réf)
Féminin	1,129 ^{ns}	0,849 ^{ns}	1,417 ^{***}	1,402 ^{***}	1,235 ^{***}
Nombre d'enfants	*	ns	***	ns	**
1 enfant	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(réf)
2 enfants	0,948 ^{ns}	0,933 ^{ns}	0,713 ^{***}	1,036 ^{ns}	0,887 ^{**}
4 enfants ou plus	0,836 ^{ns}	0,965 ^{ns}	0,891 ^{ns}	1,342 ^{ns}	0,909 ^{ns}
Niveau de vie du ménage	***	**	****	**	***
Elevé	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)
Moyen	1,287 ^{ns}	1,417 ^{ns}	1,480 ^{**}	1,270 [*]	1,289 ^{***}
Faible	1,659 ^{***}	2,231 ^{**}	1,790 ^{***}	1,457 ^{**}	1,634 ^{***}
Groupe ethnique	***	**	***	***	***
Akan	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)
Krou	1,337 ^{**}	1,938 ^{***}	1,422 ^{**}	0,959 ^{ns}	1,309 ^{***}
Mandé du Nord	1,658 ^{***}	1,721 ^{ns}	1,360 [*]	1,739 ^{***}	1,634 ^{***}
Mandé du Sud	1,377 ^{**}	1,467 ^{ns}	1,446 ^{**}	0,704 [*]	1,206 ^{**}
Gour	1,718 ^{***}	1,105 ^{ns}	1,299 [*]	2,201 ^{***}	1,615 ^{***}
Etranger	1,298 [*]	1,063 ^{ns}	1,515 ^{***}	1,214 ^{ns}	1,302 ^{***}
VARIABLES/MODALITES	EFFET NET				
	1994	1998	2011	2016	1994-2016
Religion	ns	ns	ns	**	*
Musulman	0,873 ^{ns}	0,939 ^{ns}	0,849 ^{ns}	0,755 ^{**}	0,877 [*]

Chrétien	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)
Autres religions	1,058 ^{ns}	1,209 ^{ns}	0,994 ^{ns}	0,831 ^{ns}	1,039 ^{ns}
Niveau d'instruction de la mère	***	**	**	ns	***
Sans niveau	1,646 ^{***}	2,257 ^{**}	1,482 ^{**}	1,015 ^{ns}	1,390 ^{***}
Primaire	1,518 ^{**}	1,458 ^{ns}	1,323 ^{ns}	0,998 ^{ns}	1,258 ^{**}
Secondaire et plus	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)
Age à l'accouchement	***	ns	ns	**	***
Moins de 25 ans	1,162 ^{ns}	1,016 ^{ns}	1,112 ^{ns}	1,162 ^{ns}	1,000
25-34 ans	1,166 ^{ns}	0,769 ^{ns}	0,849 ^{ns}	0,955 ^{ns}	0,855 ^{***}
35 ou plus	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)	0,921 ^{ns}
Parité atteinte	ns	ns	***	***	***
moins de 2 enfants	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)
2 à 4 enfants	1,469 ^{ns}	1,409 ^{ns}	1,928 ^{**}	1,686 ^{**}	1,584 ^{***}
5 enfants et plus	2,436 ^{***}	1,524 ^{ns}	3,771 ^{***}	3,692 ^{***}	2,717 ^{***}
Intervalle inter génésique	***	***	***	***	***
Moins de 2 ans	1,985 ^{***}	2,757 ^{***}	2,243 ^{***}	2,425 ^{***}	2,261 ^{***}
2 ans	1,420 ^{***}	1,743 ^{***}	1,460 ^{***}	1,391 [*]	1,512 ^{***}
3ans ou plus	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)
Rang de naissance	ns	ns	***	*	***
rang1	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)
rang2-4	2,947 ^{ns}	5,046 ^{ns}	3,762 ^{***}	2,538 [*]	3,078 ^{***}
rang5 et plus	2,189 ^{ns}	4,676 ^{ns}	3,820 ^{***}	1,922 ^{ns}	2,631 ^{***}
Age de l'enfant	***	***	***	***	***
moins d'1an	5,311 ^{***}	1,601 ^{***}	4,274 ^{***}	2,670 ^{***}	3,533 ^{***}
1-4ans	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)
sexe de l'enfant	***	***	**	***	***
Masculin	1,435 ^{***}	1,395 ^{***}	1,196 ^{**}	1,294 ^{***}	1,304 ^{***}
Féminin	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)	(Réf)
Effectif	6244	1903	6996	8320	23463
chi2	704,469	144,070	568,516	405,783	1679,686
Significativité	***	***	***	***	***
Pseudo R carré	0,1309	0,0736	0,1131	0,0819	0,0960