



**HAL**  
open science

# Etudes Rétrospectives Des Facteurs Individuels Et Contextuels Sur La Variation De La Mortalité Des Enfants De Moins De 5 Ans Durant l'Année 2018 En Guinée

Sidiki Kaba, Gervais Beninguisse, Didier Nganawara

► **To cite this version:**

Sidiki Kaba, Gervais Beninguisse, Didier Nganawara. Etudes Rétrospectives Des Facteurs Individuels Et Contextuels Sur La Variation De La Mortalité Des Enfants De Moins De 5 Ans Durant l'Année 2018 En Guinée. *European Scientific Journal*, 2020, 16 (27), 10.19044/esj.2020.v16n27p173 . hal-03265344

**HAL Id: hal-03265344**

**<https://hal.science/hal-03265344>**

Submitted on 12 Jul 2021

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# **Etudes Rétrospectives Des Facteurs Individuels Et Contextuels Sur La Variation De La Mortalité Des Enfants De Moins De 5 Ans Durant l'Année 2018 En Guinée**

*Sidiki Kaba, Etudiant En Master*

*Gervais Beninguisse, Ph.D.*

*Didier Nganawara, Ph.D.*

IFORD (Institut De Formation Et De Recherche Démographiques),  
Université Yaoundé 2, Cameroun

Doi:10.19044/esj.2020.v16n27p173 [URL:http://dx.doi.org/10.19044/esj.2020.v16n27p173](http://dx.doi.org/10.19044/esj.2020.v16n27p173)

---

## **Résumé**

La forte mortalité infanto-juvénile est préoccupante. Le Sommet mondial pour les enfants (1990) ciblait de réduire de 1/3 son niveau de 1990 à 2000. De même, les Objectifs de Développement Durable, visaient quant à eux, un niveau de 25‰ au plus d'ici 2030. En Guinée, cette mortalité infanto-juvénile demeure élevée (108‰ en 2018). Des études antérieures ont largement mis en évidence les principaux déterminants de cette mortalité infanto-juvénile mais leur influence à différents niveaux d'analyse reste très peu connue et documentée. La présente étude y apporte une contribution en mesurant l'influence des facteurs individuels, familiaux et régionaux. L'application d'une régression logistique multiniveau aux données de l'Enquête Démographique et de Santé (2018) montre que les facteurs individuels (rangs de naissance, niveau d'instruction de la mère, l'ethnie, l'âge à l'accouchement), les facteurs familiaux (niveau de vie du ménage) et les facteurs régionaux (Degré d'hétérogénéité ethnique, couverture vaccinale et alphabétisation des mères) sont significatifs pour expliquer cette mortalité.

---

**Mots-clés :** Enfants De Moins De 5 Ans, Facteurs Individuels, Facteurs Familiaux, Facteurs Régionaux, Risque De Mortalité

---

# **Retrospective Studies Of Individual And Contextual Factors On The Variation In The Mortality Of Children Under-Five During The Year 2018 In Guinea**

*Sidiki Kaba, Etudiant En Master*

*Gervais Beninguisse, Ph.D.*

*Didier Nganawara, Ph.D.*

IFORD (Institut De Formation Et De Recherche Démographiques),  
Université Yaoundé 2, Cameroun

---

## **Abstract**

The high mortality of children under-five is worrying. The World Summit for Children (1990) aimed to reduce by 1/3 its level from 1990 to 2000. Similarly, the Sustainable Development Goals for their part, aimed at a level of 25‰ at most by 2030. In Guinea, this mortality of children under-five remains high (108‰ in 2018). Previous studies have largely highlighted the main determinants of this mortality of children under-five, but their influence at different levels of analysis remains little known and documented. This study contributes to this by measuring the influence of individual, family and regional factors. The application of a multilevel logistic regression to data from the Demographic and Health Surveys (2018) shows that the individual factors (birth ranks, mother's level of education, ethnicity, age at childbirth), family factors (household standard of living) and regional factors (degree of ethnic heterogeneity, vaccination coverage and mothers' literacy) are significant in explaining this mortality.

---

**Keywords:** Children Under-Five, Individual Factors, Family Factors, Regional Factors, Risk Of Mortality

## **Introduction**

L'occurrence des décès des enfants de moins de 5 ans nécessite une intensification des programmes de santé dans près de 50 pays, la plupart situés en Afrique subsaharienne, au rang desquels figure la Guinée, pour l'atteinte de la cible 3.2 des Objectifs de Développement Durable (ONU, 2019). Divers auteurs ont montré que les enfants sont également plus exposés aux décès que les adultes (Bearer, 1995 ; Chevalier, et al., 2003). En 2018, pour 1000 naissances vivantes chacune, 38,6 décèdent dans le monde, 77,5 en

Afrique subsaharienne et 108 décèdent en Guinée avant l'âge de 5 ans (Banque Mondiale, 2019). Ces décès sont causés par plusieurs facteurs au rang desquels figurent les risques d'être malnutris, contaminés de l'environnement, blessé et d'être malade (Moseley & Chen, 1984). L'analyse de ces risques permet de définir divers types de mortalité des enfants. Selon les groupes d'âge, on distingue la mortalité infantile (moins d'un an), la mortalité juvénile (1-4 ans) et la mortalité infanto-juvénile (0-4 ans). Cette étude portera essentiellement sur la mortalité des moins de 5 ans (infanto-juvénile).

Des études antérieures ont largement mis en évidence les principaux déterminants de la mortalité infanto-juvénile mais leur influence à différents niveaux d'analyse reste très peu connue et documentée. La présente étude y apporte une contribution en mesurant l'influence des facteurs individuels et contextuels dans la variation du risque de mortalité infanto-juvénile. Cette étude est pertinente. Sur le plan social, la population serait de plus informée sur les causes des décès des enfants qui étaient souvent associées aux croyances (Barbieri, 1991). Sur le plan scientifique, la régression multiniveau permettra de tenir compte des effets du contexte lors de l'estimation des paramètres en identifiant la part de la variance de la variable dépendante expliquée par chaque niveau hiérarchique des données statistiques. Cette méthode est moins explorée sur les données collectées en Guinée. Ainsi, les effets du contexte ne seront pas sous-estimés et surestimés (Audureau, 2012). Enfin, sur le plan politique, cette étude servirait à améliorer l'élaboration, le suivi et l'évaluation des programmes de santé maternelle et infantile (Masquelier & Soura, 2016).

## **Methodes**

La présente étude utilise les données de l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) de la Guinée réalisée en 2018. La régression logistique multiniveau utilisée dans ce cadre met en évidence les effets nets des facteurs contextuels et individuels explicatifs sur la survenue du décès chez les enfants de moins de 5 ans. Elle repose sur l'estimation de 5 modèles : le 1er porte sur le modèle vide consistant à faire la décomposition de la variance ; le 2ème porte uniquement sur les facteurs individuels des enfants ; le 3ème porte uniquement sur les facteurs familiaux ; le 4ème porte uniquement sur les facteurs régionaux ; le 5ème regroupe les facteurs individuels, familiaux et régionaux.

Le modèle vide (ANOVA) n'intègre pas de facteurs explicatifs. Il permet d'apprécier le partage de la variance totale du niveau de la mortalité entre variance individuelle et variance contextuelle (Bringe & Golaz, 2017).

S'agissant de la présentation des résultats, l'adéquation du modèle est appréciée à travers le test de "Khi-2" et la significativité de chaque variable est testée au seuil de 5%, les coefficients du modèle multiniveau logistique

sont interprétés en "odds ratios", les facteurs explicatifs sont hiérarchisés selon leurs niveaux de contribution en comparant le "Khi-2 du modèle saturé" au "Khi-2 du modèle saturé sans le facteur explicatif concerné" en pourcentage de variation.

A l'image des recherches antérieures, cette étude suppose que les variations de l'exposition des enfants de moins de 5 ans aux décès dépendent de l'influence des facteurs régionaux, familiaux et individuels. Ainsi, le degré d'homogénéité ethnique, les niveaux de pauvreté, d'alphabétisation des mères et de couverture vaccinale sont construits au niveau régional. Ensuite, le niveau de vie du ménage, les comportements vaccinaux infantiles familiaux et le milieu de résidence sont retenus au niveau familial. Enfin, l'exposition de la mère aux médias, son niveau d'instruction et son âge à l'accouchement, son appartenance ethnique et le sexe de l'enfant sont des facteurs individuels (Barbieri, 1991).

Des limites méthodologiques sont à signaler dans cette étude. L'absence des données biographiques sur la garde des enfants depuis leurs naissances jusqu'à la date de l'enquête introduit un biais de mobilité résidentielle (Brockhoff & De Rose, 1994). De même, les données transversales ne donnent pas des informations sur les changements survenus au niveau individuel et contextuel, ce qui introduit un autre biais. Le caractère rétrospectif des Enquêtes Démographiques et de Santé expose aux sous-déclarations des naissances ou des décès des enfants liées à l'effet de mémoire (Beninguissé, 2019). La limitation de l'âge des femmes enquêtées à 49 ans dans la base de données induit un biais de troncature (Brockhoff & De Rose, 1994 ; Hill, 2014). Le risque de biais de survie existe car l'histoire génésique détaillée ne concerne que les femmes vivantes à la date de l'enquête. Ce biais devient également plus important en analysant la mortalité des enfants selon les catégories des mères les plus vulnérables (Brockhoff & De Rose, 1994 ; Hill, 2014).

## Resultats

### Modèle vide

La variance totale est la somme des variances des niveaux individu, ménage et région. Pour le cas particulier des modèles multiniveaux logistiques, la variance du niveau individuel peut être calculée par la variance d'une distribution binomiale, soit :

$$p_{ij} = \frac{1}{1 + \exp^{-(\beta_{00} + u_{0j})}} \text{ avec } u_{0j} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{u_0}^2); \quad \sigma_{u_0}^2 = \frac{\pi^2}{3}$$

$p_{ij}$  : la probabilité qu'un enfant décède entre la naissance et le 5<sup>ème</sup> anniversaire ;

exp : exponentiel ;  $\beta_{00}$  : constante du modèle vide ;  $u_{0j}$  : terme aléatoire ;

$\square \succ$  : suit ;

$\mathcal{N}(0, \sigma_{u_0}^2)$  : loi normale de moyenne nulle (0) et de variance ( $\sigma_{u_0}^2$ ) ;

$\pi$  : phi, il est approximativement égal à 3,14.

Compte tenu de la significativité des variances inter et intra classes à partir des données de l'Enquête Démographique et de Santé (2018), l'implication des facteurs familiaux et régionaux améliore significativement les connaissances sur l'influence des facteurs explicatifs de la mortalité des enfants de moins de 5 ans. De même, le degré d'homogénéité analysé sur la base du coefficient de corrélation intragroupe (classe) met en évidence l'existence d'une ressemblance entre les enfants d'un même groupe. Ce résultat fortifie de plus la pertinence d'utiliser une approche de régression multiniveau qu'une régression logistique classique. Ainsi, 19% d'expositions des enfants de moins de 5 ans aux décès résultent des facteurs régionaux et 27% associés aux facteurs familiaux.

### **Effets des facteurs individuels**

Sur la base des statistiques fournies à partir du test de  $\chi^2$ , l'introduction des facteurs individuels dans le modèle vide contribue à améliorer l'explication de l'exposition des enfants de moins de 5 ans aux décès au seuil de 5% (Modèle M1). Une réduction des variances résiduelles est observée au niveau familial et régional. Les différences observées entre les groupes (ménages et régions) sont en partie attribuables aux effets de composition des groupes. Donc les différences observées entre les groupes seront réduites en agissant sur les facteurs individuels et l'analyse des données met en évidence une réduction plus marquée des variances résiduelles au niveau régional que familial.

### **Effets des facteurs familiaux**

D'après le test de  $\chi^2$ , l'introduction des facteurs familiaux dans le modèle vide améliore les connaissances sur l'exposition des enfants aux décès au seuil de 5% (Modèle M2). La réduction de la variance résiduelle observée au niveau régional met en évidence que les différences observées entre les régions sont en partie attribuables aux effets de composition des régions. Ainsi, une réduction des différences observées entre les régions peut se faire en agissant sur les facteurs familiaux.

### **Effets des facteurs régionaux**

Les niveaux de pauvreté, d'alphabétisation des mères et de couverture vaccinale sont des facteurs qui prennent en compte les implications des

régions dans la conduite des politiques de population et des politiques économiques du développement.

### **Effets simultanés des facteurs individuels, familiaux et régionaux**

Après avoir introduit tous les facteurs individuels, familiaux et régionaux dans le modèle vide, en appliquant le test de  $\chi^2$ , il ressort de cela que le modèle explique dans l'ensemble les différences d'exposition des enfants de moins de 5 ans aux décès au seuil de significativité de 5% (Modèle M4).

Concernant les facteurs individuels, les garçons de moins de 5 ans sont 28,7% plus exposés aux décès que leurs homologues filles. Les naissances de 1<sup>er</sup> et de 2-3<sup>ème</sup> rangs sont respectivement 52% et 35% moins exposées aux décès que les naissances de 4<sup>ème</sup> rang, et les expositions aux décès entre les naissances de 4<sup>ème</sup> rang et 7<sup>ème</sup> rang ou plus ne sont pas significativement différentes. Les enfants de moins de 5 ans sont 61% moins exposés aux décès lorsque les mères sont de niveau d'instruction supérieur que sans niveau. Sur la période de l'étude, les enfants sont respectivement 43% et 31% moins exposés aux décès chez les mères d'ethnie soussou et peulh que forestière, et les expositions des enfants aux décès chez les mères d'ethnie forestière et malinké ne sont pas significativement différentes. L'exposition des enfants aux décès est 22% plus élevée chez les mères du groupe d'âge 35-49 ans qu'à 25-34 ans. Mais, la différence des expositions des enfants aux décès entre les mères âgées de 15-24 ans et de 25-34 ans n'est plus significative. Contrairement aux attentes, le risque de décès des enfants est plus élevé chez les mères exposées aux médias que non exposées.

S'agissant des facteurs familiaux, les enfants sont respectivement 19% et 40% moins exposés aux décès dans les ménages moins pauvres et riches que dans les ménages très pauvres. Pourtant, la différence des expositions des enfants aux décès n'est pas significativement différente entre les ménages très riches et très pauvres. Les écarts d'expositions aux décès entre les différents comportements vaccinaux, d'une part, et d'autre part entre les différents niveaux de recours au secteur médical et entre les différents milieux de résidence ne sont pas significatifs au seuil de 5%.

En ce qui concerne les facteurs régionaux, aucune différence significative d'exposition des enfants aux décès n'est trouvée entre les régions moyennement pauvres et faiblement pauvres, d'une part, et d'autre part entre les régions des niveaux de pauvreté faible et élevée. Les expositions des enfants de moins de 5 ans aux décès ne sont pas différentes entre les régions de couvertures vaccinales différentes. L'analyse du degré de fragmentation ethnique, la probabilité de sélectionner aléatoirement deux individus appartenant à un même groupement ethnique dans la communauté (Fearon,

2003), montre que les enfants de moins de 5 ans sont plus exposés aux décès dans les régions homogènes qu'hétérogènes, en termes ethniques, mais cette influence n'est pas directe et passe par les facteurs individuels. Enfin, les enfants sont moins exposés aux décès dans les régions d'alphabétisation élevée que d'alphabétisation faible.

**Tableau 1: calculs des effets nets (odds ratios) des variables indépendantes**

VARIABLES	M0	M1	M2	M3	M4
Constante	0,089***	0,164***	0,099***	0,054***	0,177***
<b>Caractéristiques individuelles</b>					
Sexe de l'enfant (réf. Fille)					
Garçon		1,285***			1,287***
Rang de naissance (réf. 4-6 <sup>ème</sup> rang)					
1 <sup>er</sup> rang		0,449***			0,482***
2-3 <sup>ème</sup> rang		0,624***			0,645***
7 <sup>ème</sup> rang ou +		2,368 <sup>ns</sup>			2,339 <sup>ns</sup>
Niveau d'instruction de la mère (réf. Sans niveau)					
Primaire		1,049 <sup>ns</sup>			1,163 <sup>ns</sup>
Secondaire		0,671**			0,812 <sup>ns</sup>
Supérieur		0,292**			0,386*
Ethnie de la mère (réf. Forestier)					
Soussou		0,611**			0,568***
Peulh		0,737*			0,687*
Malinké		0,767*			0,787 <sup>ns</sup>
Age de la mère à l'accouchement (réf. 25-34 ans)					
15-24 ans		1,270*			1,240 <sup>ns</sup>
35-49 ans		1,216**			1,222**
Exposition aux médias (réf. Exposée)					
Non-exposée		0,776***			0,714***
<b>Caractéristiques contextuelles du ménage</b>					
Recours au secteur médical (réf. Elevé)					
Faible			0,985 <sup>ns</sup>		0,983 <sup>ns</sup>
Moyen			0,900 <sup>ns</sup>		0,912 <sup>ns</sup>
Niveau de vie du ménage (réf. Très pauvre)					
Pauvre			1,037 <sup>ns</sup>		1,029 <sup>ns</sup>
Moins pauvre			0,799**		0,807*
Riche			0,607***		0,602***
Très riche			0,624**		0,699 <sup>ns</sup>
Couverture vaccinale familiale (réf. Elevée)					
Faible			1,006 <sup>ns</sup>		1,007 <sup>ns</sup>
Moyenne			0,996 <sup>ns</sup>		1,000 <sup>ns</sup>
Milieu de résidence (réf. Urbain)					
Rural			1,174 <sup>ns</sup>		1,152 <sup>ns</sup>
<b>Caractéristiques contextuelles régionales</b>					
Degré de fragmentation ethnique (réf. Hétérogénéité ethnique)					
Homogénéité ethnique				1,712***	1,128 <sup>ns</sup>
Couverture vaccinale régionale (réf. Faible)					
Moyenne				2,159***	1,190 <sup>ns</sup>
Elevée				1,331 <sup>ns</sup>	1,041 <sup>ns</sup>
Alphabétisation régionale des femmes (réf. Faible)					



Moyenne				1,269*	1,365**
Elevée				0,477***	0,568***
Pauvreté régionale (réf. Faible)					
Moyenne				0,795 <sup>ns</sup>	0,869 <sup>ns</sup>
Elevée				0,922 <sup>ns</sup>	0,821 <sup>ns</sup>
Partie aléatoire					
var(cons[région])	1,140*	1,117 <sup>ns</sup>	1,056 <sup>ns</sup>	1 <sup>ns</sup>	1 <sup>ns</sup>
var(cons[région>ménage])	1,597***	1,567***	1,582***	1,583***	1,546***
Statistiques de Khi2		86,62***	38,65***	51,12***	163,2***
Akaike Info Criterion	6012,1	5951,1	5990,0	5998,4	5925,2
Bayesian Info Criterion	6033,5	6072,6	6075,8	6062,7	6153,9

Exponentiated coefficients

<sup>ns</sup> non significatif, \* significatif au seuil de 10%, \*\* significatif au seuil de 5%, \*\*\* significatif au seuil de 1%

### Hiérarchisations et mécanismes d'action

En comparant le "*Khi2 final*" au "*Khi2 sans les facteurs du niveau concerné*", les facteurs individuels, familiaux et régionaux occupent respectivement le 1<sup>er</sup> rang, 3<sup>ème</sup> rang et 2<sup>ème</sup> rang (cf. tableau 2). Ainsi, en matière de planification des programmes de santé maternelle et infantile, il est préférable d'agir sur les facteurs explicatifs en tenant compte de cet ordre hiérarchique, y compris de la disponibilité des ressources.

**Tableau 2 : hiérarchisation et mécanisme d'action des différents niveaux d'agrégation**

Facteurs	Khi2 final	Khi2 sans le facteur	Mécanismes d'actions	
			Variation	Rang
Individuels	163,2	85,0	47,9	1 <sup>er</sup>
Familiaux	163,2	134,0	17,9	3 <sup>ème</sup>
Régionaux	163,2	119,5	26,8	2 <sup>ème</sup>

L'analyse de la contribution des facteurs individuels à travers la comparaison du "*Khi2 final du modèle individuel*" au "*Khi2 sans le facteur individuel concerné*", montre que le classement issu des analyses correspond à : rang de naissance, sexe de l'enfant, niveau d'instruction de la mère, ethnie de la mère et l'âge à l'accouchement (cf. tableau 3). En matière de mécanisme d'action, il est préférable d'influer en premier lieu sur le niveau d'instruction des mères. Des mesures d'encouragement à la scolarisation des jeunes filles jusqu'à ce qu'elles atteignent le niveau secondaire sont nécessaires. Par ailleurs, s'agissant de l'influence de l'ethnie sur l'exposition des enfants au décès, l'action à mener est la mise en place des programmes de sensibilisation médiatique ciblant les femmes en âge de procréer pour leur faire comprendre l'importance des comportements culturels sur les chances de survie de leurs enfants en décrivant les avantages et les risques. S'agissant de l'action à mener sur le sexe, il est important de tenir les individus au courant que les garçons

sont plus exposés aux décès que les filles afin de réduire les disparités de prise en charge entre les enfants de sexes différents (cf. tableau 2).

**Tableau 3 : hiérarchisation et mécanisme d'action des facteurs individuels**

Facteurs individuels	Khi2 final	Khi2 sans la variable	Mécanismes d'actions	
			Variation	Rang
Sexe de l'enfant	86,6	74,9	13,5	2 <sup>ème</sup>
Rang de naissance	86,6	39,3	54,6	1 <sup>er</sup>
Instruction de la mère	86,6	76,7	11,4	3 <sup>ème</sup>
Ethnie de la mère	86,6	77,8	10,2	5 <sup>ème</sup>
Age à l'accouchement	86,6	79,5	8,2	6 <sup>ème</sup>
Exposition aux médias	86,6	77,6	10,4	4 <sup>ème</sup>

En comparant le "*Khi2 final du modèle familial*" au "*Khi2 sans le facteur familial concerné*" (cf. tableau 4), le résultat montre qu'il est important d'améliorer les conditions de vie des ménages. L'absence de discrimination sur les modalités des autres facteurs familiaux renseigne que les programmes de santé maternelle et infantile, orientés notamment sur les catégories d'enfants à haut risque, ont permis de réduire les inégalités de risques de mortalité des enfants de moins de 5 ans en 2018.

**Tableau 4 : hiérarchisation et mécanisme d'action des facteurs familiaux**

Facteurs familiaux	Khi2 final	Khi2 sans la variable	Mécanismes d'actions	
			Variation	Rang
Recours au secteur médical	38,7	37,6	2,8	2 <sup>ème</sup>
Niveau de vie du ménage	38,7	19,8	48,8	1 <sup>er</sup>
Couverture vaccinale familiale	38,7	38,7	0,0	4 <sup>ème</sup>
Milieu de résidence	38,7	37,6	2,8	2 <sup>ème</sup>

Sur la base de la comparaison du "*Khi2 final du modèle à facteurs régionaux*" au "*Khi2 sans le facteur régional concerné*" (cf. tableau 4), l'ordre est le suivant : alphabétisation des femmes, couverture vaccinale et degré de fragmentation ethnique. En matière de mécanisme d'action, il est préférable de poursuivre les programmes élargis de vaccination des enfants et les programmes d'alphabétisation régionale des femmes.

**Tableau 5: hiérarchisation et mécanisme d'action des facteurs régionaux**

Facteurs régionaux	Khi2 final	Khi2 sans la variable	Mécanismes d'actions	
			Variation	Rang
Degré de fragmentation ethnique	51,1	24,0	53,0	3 <sup>ème</sup>
Couverture vaccinale	51,1	16,9	66,9	2 <sup>ème</sup>
Alphabétisation des femmes	51,1	5,1	90,0	1 <sup>er</sup>
Pauvreté régionale	51,1	49,1	3,9	4 <sup>ème</sup>

## Discussions

Divers auteurs ont montré l'influence de l'âge de la mère à l'accouchement sur la mortalité des enfants tels que Adechian (2007) au Bénin, Irie (2002) en Côte d'Ivoire et Diallo et al. (2016) en Guinée. Les enfants issus des mères plus âgées sont les plus exposés aux risques de décéder (Moseley & Chen, 1984 ; Antoine & Mbodji, 1991 ; Tabah & Sutter, 2018). Allant dans le même sens des résultats, d'autres auteurs ont trouvé une influence de l'ethnie de la mère sur l'exposition des enfants au décès. Ainsi, l'acquisition des connaissances à travers l'instruction permet de rompre avec les croyances et les comportements culturels aggravant l'exposition des enfants aux maladies et aux décès (Beninguissé et al., 2010). Les enfants des mères sans niveau d'instruction sont plus exposés au décès que leurs homologues de mère ayant un niveau secondaire et plus.

Dans cette étude, l'exposition des enfants aux décès est la plus élevée dans les naissances de 4<sup>ème</sup> rang ou plus. Conformément aux résultats obtenus, l'enquête MICS (2016) réalisé en Guinée a également montré l'existence d'une surmortalité masculine. Les données hospitalières utilisées par Diallo et al. (2016) ont montré que dans la région de Kindia en Guinée les garçons sont plus exposés aux décès que les filles. D'autres auteurs ont également mis en évidence l'influence du sexe de l'enfant dans la transmission des maladies, souvent responsables de leurs décès (Tabutin et al., 2001 ; Djourdebbe et al., 2015 ; Younoussi, 2017). Pourtant, l'influence du sexe de l'enfant sur son exposition n'a pas été déterminante dans les travaux de Esso (2013) en Côte d'Ivoire.

Les résultats de cette étude ont montré que l'influence du milieu de résidence sur l'exposition des enfants aux décès n'est pas significative. De même, aucune influence significative n'a été trouvée dans les travaux de Esso (2013) en Côte d'Ivoire. Cela pourrait s'expliquer par les progrès réalisés dans les programmes de santé communautaire. Boco (2011) a pourtant trouvé une influence significative du milieu de résidence sur l'exposition des enfants au décès dans certains pays auxquels figurent la Sierra Leone et la Zambie. L'absence de différence de risque de décès entre les ménages des recours différents aux soins de santé ou des niveaux différents de vaccination résulterait de l'effet des programmes élargis de vaccination et des programmes de santé maternelle et infantile.

Dans cette étude, les niveaux de couverture vaccinale n'étaient pas discriminants. Pourtant, la couverture vaccinale influence la baisse des risques de mortalité des enfants dans les travaux de Boco (2011) dans de nombreux pays de l'Afrique subsaharienne. Cela pourrait s'expliquer par la mise en place des programmes élargis de vaccination visant à faciliter l'accès aux vaccins à tous les enfants de moins de 5 ans. Allant dans le sens de cette étude, l'influence du degré d'homogénéité ethnique dans les communautés sur les

risques de mortalité des enfants a été démontrée également par Boco (2011) dans certains pays d'Afrique de l'Ouest (Mali, Niger, Nigéria, Sénégal), du Centre (Tchad) et de l'Est (Zambia). Enfin, l'étude a montré que les différences des niveaux de pauvreté n'avaient pas d'effets significatifs dans la variation de l'exposition des enfants aux décès. Pourtant, d'autres auteurs ont trouvé que les difficultés socioéconomiques déterminent la vulnérabilité aux maladies et la mortalité des couches défavorisées (Irie, 2002 ; Maiga & Bocquier, 2016). Les variations de la mortalité des enfants de moins de 5 ans d'un lieu à un autre (ou d'une époque à une autre) sont associées aux conditions socioéconomiques différentes entre eux (Moseley & Chen, 1984 ; Vallin, 1985 ; Antoine & Mbodji, 1991 ; Akoto, 1994 ; Tabutin & Gourbin, 1997 ; Barbieri & Catteau, 2003 ; Beninguissé et al., 2010 ; Djourdebe, 2015).

### **Conclusion**

L'objectif de cette étude était d'identifier l'influence des facteurs individuels et contextuels sur la variation de la mortalité des enfants de moins de 5 ans. La régression logistique multiniveau a été faite sur les données de l'enquête démographique et de santé de 2018. L'étude a montré que le degré d'homogénéité ethnique et le niveau d'alphabétisation des mères sont les facteurs régionaux les plus importants. Le niveau de vie du ménage est le facteur familial le plus important. Tous les facteurs individuels sont importants (niveau d'instruction de la mère, l'âge de la mère, l'ethnie de la mère, le sexe de l'enfant). Il en ressort que les enfants sont plus exposés aux décès chez les mères exposées aux médias que chez celles non exposées. Un tel résultat montrerait que l'impact des médias aurait évolué. L'exposition aux médias renverrait de plus en plus à la distraction (téléromans) qu'à la recherche des informations utiles.

Au regard de ces résultats, l'étude recommande la poursuite des programmes d'alphabétisation, d'instruction des mères et d'amélioration des conditions de vie des ménages. Pour améliorer les conditions de vie des ménages, il faudrait encourager la création des activités génératrices de revenus. En perspective, l'utilisation d'autres facteurs auxquels figurent les données spatiales renseignant les proximités des habitations aux plaques d'eaux stagnantes, aux dépotoirs d'ordures, aux centres de santé améliorés améliorerait les connaissances sur les expositions des enfants aux décès. La prise en compte du parcours résidentiel des enfants qui étaient confiés améliorerait également les analyses. Enfin sur le plan méthodologique, une approche biographique multiniveau tiendrait en compte de l'antériorité entre les facteurs explicatifs dans la survenue du décès des enfants de moins de 5 ans.

## References:

1. Adechian, D. D. (2007). Impact du statut socioéconomique du ménage et de la communauté sur la mortalité infantile au Bénin. Yaoundé: IFORD.
2. Akoto, E. (1994). Evolution des déterminants de la mortalité en Afrique. Dans N. Koffi, A. Guillaume, P. Vimard, & B. Zanou, Maitrise de la croissance démographique et développement en Afrique (pp. 49-62). Paris: ORSTOM.
3. Antoine, P., & Mbodji, F. G. (1991). La mortalité des enfants au Sénégal: une synthèse des données. *African Population Studies*(5), 18-35. Récupéré sur <http://www.documentation.ird.fr/hor/fdi:35261>
4. Banque Mondiale. (2019, Juillet 10). «World Development Indicators». Récupéré sur The World Bank: <https://databank.worldbank.org/home.aspx>
5. Barbieri, M. (1991). Les déterminants de la mortalité des enfants dans le tiers-mond. Paris: Les dossiers du CEPED.
6. Barbieri, M., & Catteau, C. (2003). L'évolution de la mortalité infantile à la Réunion depuis cinquante ans. *Population*, vol. 58(2), 229-251. doi:10.3917/popu.302.0229
7. Bearer, C. F. (1995). «Environmental health hazards: how children are different from adults». *JSTOR*, Vol. 5(2), 11-26. doi:10.2307/1602354
8. Beninguisse, G. (2019, Juin). Support de cours Mortalité et élément d'épidémiologie. Yaoundé, Camérout: IFORD.
9. Beninguisse, G., Eloundou, P., Nsoa Mbondo, P., & Tanang Tchouala, P. (2010). Les tendances de la mortalité des enfants selon le statut socio-économique en Afrique subsaharienne : effe de composition ou de performance. *Chaire de Quetelet*, 1-21.
10. Boco, A. G. (2011). Déterminants individuels et contextuels de la mortalité des enfants de moins de cinq ans en Afrique du sud du Sahara. Analyse comparative des enquêtes démographiques et de santé. Montréal: Université de Montréal.
11. Bringe, A., & Golaz, V. (2017). Manuel pratique d'analyse multiniveau. Paris, France: Institut national d'étude démographique. Récupéré sur <http://www.ined.fr>
12. Brockhoff, M., & De Rose, L. F. (1994). «Parental education and child survival: can DHS tell us anything new ?». *Health Transition Review*, Vol. 4(2), 192-196.
13. Chevalier, P., Cordier, S. C., Dab, W., Guerin, M., Gosselin, P., & Quenel, P. (2003). Santé environnementale. Dans M. Guerin, P. Gosselin, S. Cordier, C. Viau, P. Quenel, & E. Dewailly, *Environnement et santé publique-Fondements et pratiques* (pp. 59-86). Paris: Acton Vale.

14. Diallo, F. B., Balde, I. S., Diallo, A., Balde, O., Conte, I., Beavogui, A., & Diallo, B. (2016). Mortinatalité : aspects sociodémographiques à l'hôpital régional de Kindia en Guinée. *Révue Médecine Périnatale*, Vol. 8(8), 103-107. doi:10.1007/s12611-016-0355-y
15. Diourdebbe, F. B. (2015). Facteurs environnementaux immédiats et santé des enfants dans les zones de l'Observatoire de population de Ouagadougou (Burkina Faso). Université Montréal, Démographie. Montréal: Département de démographie.
16. Djourdebbe, F. B., Dos Santos, S., Legrand, T., & Soura, A. B. (2015). Influence des facteurs environnementaux et démographiques dans la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre chez les enfants dans cinq quartiers périphériques de Ouagadougou (Burkina Faso). *Cahiers québécois de démographie*, Vol. 44(1), 35-64. doi:10.7202/1032148ar
17. Ezzo, L. J. (2013). Les déterminants de la mortalité des enfants de moins cinq ans en Côte D'Ivoire. *European Scientific Journal*, Vol. 9(2), 575-584.
18. Fearon, J. D. (2003, Juin). "Ethnic and cultural diversity by country". *Journal of economic growth*, 8(2), 195-222. Récupéré sur <http://www.jstor.org/stable/40215943?origin=JSTOR-pdf>
19. Hill, K. (2014, 01 22). Estimation directe de la mortalité des jeunes enfants à partir de l'histoire génésique. (UNFPA, Éd.) Consulté le 03 22, 2020, sur *Tools for Demographic Estimation*: <http://demographicestimation.iussp.org/fr/print/book/export/html/147>
20. Irie, M. B. (2002). Instruction des parents et mortalité infantile en Côte d'Ivoire. *Association Internationale des Démographes de Langue Française*, 748-760.
21. Maiga, A., & Bocquier, P. (2016). Dynamiques urbaines et santé des enfants en Afrique subsaharienne : Perspectives théorique. *African Population Studies*, Vol. 30(1), 2213-26. doi:10.11564/30-1-802
22. Moseley, H., & Chen, L. (1984). «An analytical framework for the study of child survival in developing countries». *Population and development Review*, Vol. 81(2), 25-45.
23. ONU. (2019). Rapport sur les objectifs de développement durable. New York: Publication des Nations Unies.
24. Tabah, L., & Sutter, J. (2018). Influence respective de l'âge maternel et du rang de naissance sur la mortinatalité. *La notion de létalité. Population*, Vol. 3(1), 63-92.
25. Tabutin, D., & Gourbin, C. (1997). Mortalité des enfants en Afrique du Nord depuis les années soixante : une synthèse comparative. Dans D. TABUTIN, & C. GOURBIN, *Conception, naissance et petite enfance au Maghreb* (Vol. Vol. 72, pp. 9-29). Institut de recherches et

d'études sur les mondes arabes et musulmans.  
doi:10.4000/books.iremam.2875

26. Tabutin, D., Gourbin, C., & Beninguisse, G. (2001). Surmortalité et santé des petites filles en Afrique. Tendances des années 1970 aux années 1990. Colloque international Genre, population et développement en Afrique, 1-37.
27. Vallin, J. (1985). La mortalité dans les pays en développement. *Espace Populations Société*(3), 515-540. doi:10.3406/espos.1985.1063
28. Younoussi, Z. (2017). Evolution des mortalités devant la mort (1992-2012) selon les caractéristiques de l'enfant : cas des enfants de moins de 5 ans au Niger. *African population studies*, Vol. 31(2), 3787-3798. doi:doi.org/10.11564/31-2-1048