

Introduction

La grande majorité des décès maternels peuvent être évités grâce à un suivi régulier des grossesses lors de visites prénatales, à une assistance à l'accouchement par du personnel de santé qualifié, et à des interventions permettant de rencontrer les besoins de planification familiale. La mortalité maternelle est donc un bon baromètre à la fois de la condition féminine et du niveau de développement sanitaire des pays. Elle occupe logiquement une place centrale dans les agendas de développement, tels que les *Objectifs de Développement Durable*. Il s'agit également d'un des indicateurs de santé qui traduit le mieux les profondes inégalités face au décès qui subsistent entre régions du monde et entre pays (Tabutin et Masquelier, 2017). Selon l'Unicef, 1 000 femmes environ meurent chaque jour dans le monde de causes liées à la grossesse et à l'accouchement et 99% de tous les décès maternels surviennent dans des pays en voie de développement (Unicef, 2004). L'Afrique sub-saharienne se caractérise par niveaux de mortalité maternelle particulièrement élevés ; près de 550 décès maternels surviennent chaque jour dans cette région. Cette moyenne régionale dissimule d'importantes variations entre pays, avec des niveaux variant de 42 décès maternels pour 100 000 naissances vivantes au Cap Vert en 2015 à 1360 décès pour 100 000 naissances vivantes au Sierra Leone (WHO, UNICEF, UNFPA, World Bank Group, and the United Nations Population Division, 2015). Situé pratiquement à mi-chemin géographiquement entre ces deux pays, le Sénégal occupe également une place intermédiaire en matière de mortalité maternelle, puisque le rapport de mortalité maternelle y est estimé à 315 décès pour 100 000 naissances vivantes en 2015. Ce rapport a diminué de 40% environ entre 1990 et 2015 dans le pays mais les progrès à réaliser au Sénégal dans les quelques prochaines années sont considérables. Les *Objectifs de Développement Durable* visent un niveau de 70 décès pour 100 000 naissances vivantes à l'échelle mondiale, sans qu'aucun pays ne connaisse une mortalité maternelle deux fois plus élevée, soit 140 décès pour 100 000 naissances vivantes.

Sur le plan de la médecine et de la santé publique, les moyens de prévenir la mortalité maternelle sont bien établis (Gülmezoglu et al., 2016). Par exemple, l'administration d'ocytocine par un personnel de santé qualifié réduit les risques d'hémorragie post-partum, et les suppléments de calcium aident à prévenir la pré-éclampsie. En plus de ces interventions biomédicales, le suivi des grossesses par des visites régulières, l'assistance à l'accouchement par un personnel qualifié et les soins postnataux sont essentiels. Toutefois, pour adéquatement déployer ces interventions et ces services de santé, les autorités sanitaires doivent pouvoir compter sur des données fiables sur les niveaux de la mortalité maternelle à des échelles spatiales très fines, et pouvoir identifier les barrières qui limitent l'accès aux soins de santé maternelles.

Au Sénégal comme dans de nombreux autres pays à faibles et moyens revenus, les sources de données sur la mortalité maternelle sont limitées. Comme les systèmes d'état civil restent incomplets, les données sur les décès maternels proviennent essentiellement des enquêtes ou des recensements. Les Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) recueillent des informations sur la survie des sœurs adultes des personnes enquêtées, et la proportion de décès liés à la grossesse est un paramètre clé des modèles visant à estimer la mortalité maternelle (Alkema et al., 2016). Toutefois, la taille des échantillons de ces enquêtes ne permet pas d'aller bien au-delà des estimations nationales pour explorer les variations régionales ou les inégalités sociales en matière de mortalité maternelle. Par ailleurs, ces enquêtes ne collectent pas d'informations sur les caractéristiques sociodémographiques des personnes décédées ni sur les causes de décès.

Pour pallier à cette absence de données détaillées sur les personnes décédées, certains auteurs suggèrent de recourir aux caractéristiques des répondants aux enquêtes - c'est-à-dire celles fournissant des informations sur les sœurs décédées - pour explorer les inégalités en matière de mortalité maternelle. Graham et al. (2004) sont les premiers à avoir utilisé cette « technique familiale » et montré que la proportion de décès maternels parmi les décès adultes augmente avec la hausse des niveaux de pauvreté et diminue avec le niveau d'instruction dans plusieurs pays. A notre connaissance, cette approche n'a toutefois jamais été utilisée avec des données de recensement.

Les recensements constituent pourtant une seconde source de données pour mesurer la mortalité maternelle en l'absence d'état civil. Certains recensements incluent des questions sur les décès survenus au cours des 12 derniers mois, sur les âges au décès ainsi que des questions supplémentaires permettant d'identifier les décès survenus pendant la grossesse ou lors de l'accouchement, ou dans les deux mois suivant l'accouchement. Au Sénégal, ces questions ont été posées lors des recensements de 2002 et 2013. D'après le rapport du recensement de 2013, le rapport de mortalité maternelle s'élevait à 434 décès pour 100 000 naissances vivantes. Le principal avantage du recensement est qu'il se prête à des analyses plus fines au niveau spatial que les enquêtes. Le rapport du recensement de 2013 a ainsi pu mettre en évidence d'importantes disparités entre milieux urbains et ruraux, ainsi qu'entre régions. La région de Kédougou connaissait les niveaux les plus élevés (921 décès pour 100 000 naissances vivantes), celle de Thiès les plus faibles (271 décès pour 100 000 naissances vivantes).

Dans cette étude, nous prolongeons l'analyse des données du recensement de 2013 en explorant, à l'échelle des ménages, les déterminants et les variations spatiales de la mortalité maternelle. Cette analyse est rarement menée à cette échelle, car il est difficile de définir la population à risque de connaître un décès maternel. Nous tirons ici parti du fait que le recensement de 2013 a intégré une question sur les naissances survenues au cours des 12 derniers mois, en plus des questions sur les décès maternels. Notre population à risque est constituée de tous les ménages où un de ces deux événements a été déclaré. Nous utilisons d'abord un modèle de régression logistique classique, puis un modèle intégrant des effets aléatoires au niveau des départements. En plus des données de recensements, nous mobilisons les statistiques du Ministère de la Santé (DHIS-2) pour obtenir des informations sur les causes des décès maternels.

Données et méthodes

Pour analyser les déterminants de la mortalité maternelle au Sénégal, nous avons recours d'abord à un modèle logistique simple. Les résultats du modèle logistique simple sont ensuite confrontés à ceux d'un modèle multiniveau pour mieux saisir la variation au niveau des départements des risques de décès maternels. En effet, le risque de mortalité maternelle peut être effectué non seulement en fonction de caractéristiques individuelles (les ménages), mais aussi de données contextuelles qui vont influencer de manière similaire tous les ménages soumis au même contexte (dans le même département). Le recours à l'analyse multiniveau permet s'affranchir de l'erreur écologique (erreur qui consisterait à interpréter au niveau individuel les résultats d'une modélisation effectuée à un niveau agrégé) et de l'erreur atomiste (ignorer le contexte dans lequel évolue l'individu et étendre à la dimension du contexte un ensemble d'effets individuels). Le modèle multi-niveaux permet de ne pas sous-estimer la variance des effets

contextuels, et donc surestimer leur significativité (Courgeau, 2004, (Courgeau et Baccaïni, 1997). Le niveau qui sera retenu ici est celui du département.

Le modèle logistique

Pour analyser les déterminants de mortalité maternelle au Sénégal, nous utilisons un modèle Logit binomial. Nous utilisons les coefficients des variables du modèle et les rapports de probabilité pour analyser le risque de divorce chez les femmes. Pour le modèle, nous posons l'équation suivante :

$$Y_i = \begin{cases} 1, & \text{si décès maternel} \\ 0, & \text{sinon mais au moins une naissance vivante} \end{cases} \quad (1)$$

La population d'étude est l'ensemble des ménages qui ont connu de décès maternel ou de naissance vivante. Soit X le vecteur des variables explicatives, en notant P_i la probabilité pour qu'il ait décès maternel dans un ménage, on aura :

$$P_i = \text{Prob}(Y_i = 1 | X_i) = F(X_i^T \beta), \quad (2)$$

où F est la fonction de répartition de la loi logistique.

$$F(X_i^T \beta) = \frac{e^{X_i^T \beta}}{1 + e^{X_i^T \beta}}, \quad X_i^T \text{ désigne la transposée de la variable } X_i \quad (3)$$

Les valeurs numériques de ses paramètres associées aux variables explicatives n'ont pas d'interprétation économique directe en raison du problème de la normalisation de la variable résiduelle. Cependant, leur signe est la seule information réelle directement utilisable. Ce signe indiquera dans le cas précis de notre modèle si la variable associée à ce paramètre influence à la hausse ou à la baisse la probabilité qu'il y ait décès maternel dans un ménage. Pour compléter l'analyse, il est possible de calculer les effets marginaux mesurant la sensibilité de la probabilité qu'une femme soit divorcée par rapport aux variations des variables explicatives. Le Odd Ratio indique le pourcentage de variation entre la probabilité de décès maternel pour un ménage et celle de ne pas enregistrer de décès maternel.

Pour un individu i , l'effet marginal est donné par :

$$E_m(x_i^k) = \frac{\partial P_i}{\partial x_i^k} = \frac{\partial F(X_i^T \beta)}{\partial x_i^k} = \frac{\partial F(X_i^T \beta)}{\partial X_i \beta} * \frac{\partial X_i \beta}{\partial x_i^k} = \frac{\partial F(X_i^T \beta)}{\partial X_i \beta} \beta_k \quad (4)$$

Avec une spécification d'un modèle Logit, on a, d'après l'équation précédente :

$$E_m(x_i^k) = \frac{e^{X_i^T \beta}}{(1 + e^{X_i^T \beta})^2} * \beta_k \quad (5)$$

Dans notre cas où la variable est binaire s , l'effet marginal est déterminé par la différence entre la probabilité moyenne pour un ménage d'enregistrer un décès maternel quand la variable s prend la valeur 1 et la probabilité moyenne pour un ménage d'enregistrer un décès maternel quand la variable s prend la valeur zéro.

$$E_m(s) = P(Y_i = 1 | s = 1) - P(Y_i = 1 | s = 0)$$

Pour une variable explicative, le « odd ratio », ou la cote, est égal au rapport de la probabilité de survenance d'un décès maternel dans le sur la probabilité de non survenance de l'événement.

$$C_i = \frac{P_i}{1 - P_i} \quad (6)$$

Le modèle logistique multiniveau

Pour simplifier, nous présentons un modèle multiniveau s'appuyant sur le cas linéaire simple. Sous sa forme la plus simple, le modèle s'articule autour de l'équation suivante :

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 * x_{ij} + u_{0j} + e_{ij} \text{ où } e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2) \text{ et } u_{0j} \sim N(0, \sigma_{u0}^2) \quad (7)$$

où y_{ij} désigne la variable dépendante pour un individu i (le ménage pour notre cas) appartenant au groupe j (le département). Les modèles multiniveau diffèrent des modèles de régression classiques du fait de la spécification complexe des résidus, estimés simultanément aux niveaux des individus (e_{ij}) et des groupes (u_{0j}). On considère que les résidus, à chaque niveau, sont issus d'une population plus large: ils sont indépendants entre eux, normalement distribués, et de moyenne 0. En outre, les u_{0j} sont supposés indépendants des e_{ij} . Il est important de noter que les u_{0j} ne constituent pas des paramètres au sens statistique du terme. Concernant l'effet aléatoire de niveau 2, un seul paramètre est ici estimé : la variance σ_{u0}^2 des résidus des différents groupes.

Les u_{0j} , qui caractérisent l'effet propre à chaque groupe j , peuvent être calculés *a posteriori* à partir des résidus bruts ($r_{ij} = y_{ij} - \hat{y}_{ij}$), en appliquant un facteur de rétrécissement (shrinkage factor) à la valeur moyenne r_j des résidus dans chaque groupe :

$$\hat{u}_{0j} = \frac{n_j \sigma_{u0}^2}{n_j \sigma_{u0}^2 + \sigma_e^2} r_j \quad (8)$$

Le coefficient de corrélation interclasse (ICC) obtenu après estimation du modèle correspond à la part de la variance expliquée par l'effet groupe et peut être utilisé comme un premier indicateur de l'utilité de recourir à une modélisation multiniveaux. Si la corrélation est proche de zéro, cela signifie que les observations à l'intérieur d'un même groupe ne sont pas plus semblables entre elles que des observations de groupes différents, et donc que recourir à une modélisation multiniveaux n'apporte pas beaucoup plus qu'un modèle linéaire classique. À l'inverse, lorsque cet indicateur est proche de 1, cela signifie que les unités au sein d'un même groupe sont très proches et se distinguent beaucoup de celles des autres groupes.

Construction de l'indicateur de niveau de vie

La plupart des études portant sur le lien entre le niveau de vie (ou la pauvreté) et caractéristiques sociodémographiques utilisent des méthodes permettant de construire un proxy de niveau de vie à partir des informations sur l'habitat, l'accès à l'eau potable ou à l'assainissement, et les biens possédés par le ménage. Cette même méthode a été utilisée dans le cadre de notre étude pour la construction de l'indicateur de bien être des ménages car le recensement (RGPHAE 2013) n'a pas collecté de données sur le revenu ou la consommation des ménages. L'indice sur de niveau de vie du ménage est construit en utilisant des données sur les caractéristiques de l'habitat (nature ou revêtement du toit, des murs, du sol), la possession de biens d'équipement, l'accès à l'eau potable, l'accès à l'assainissement, la principale source d'éclairage, le principal combustible utilisé pour faire la cuisson, le principal mode d'évacuation des eaux

usées et sur le principal mode d'évacuation des ordures ménagères grâce à une analyse en composante principale (ACP). La construction de cet indice suit trois étapes essentiellement :

- Pour la première étape, les caractéristiques communes des ménages du milieu urbain et du milieu rural pour créer des partitions de richesse pour ces deux milieux. Toutes les modalités des variables retenues dans la construction de cet indice de richesse sont transformées en variable binaire (0 ou 1). Une analyse en composante principale a été faite sur l'ensemble de ces variables dichotomiques pour avoir le poids (ou score) commun pour chaque ménage des deux milieux de résidence.
- Dans la deuxième étape, des scores distincts sont produits pour les ménages du milieu urbain et pour ceux du milieu rural en utilisant des indicateurs spécifiques à chaque milieu.
- Dans la dernière étape, on combine les scores communs et scores spécifiques à chaque milieu afin de produire un indice de bien être au niveau national en utilisant une régression linéaire sur les scores factoriels communs. Les scores qui en résultent sont standardisés selon une distribution normale standard de moyenne 0 et d'écart type 1 (Gwatkin et al. 2000). On attribue à chaque ménage un score pour chaque bien et on fait la somme de tous les scores par ménage. Les ménages sont alors classés par ordre croissant de score total et divisés en 3 catégories d'effectifs égaux appelés terciles. On établit ainsi une échelle allant de 1 (tercile 1 le plus pauvre) à 3 (tercile le plus riche).

Cette procédure en trois étapes permet une plus grande adaptabilité de l'indice de bien-être aux milieux urbain et rural.

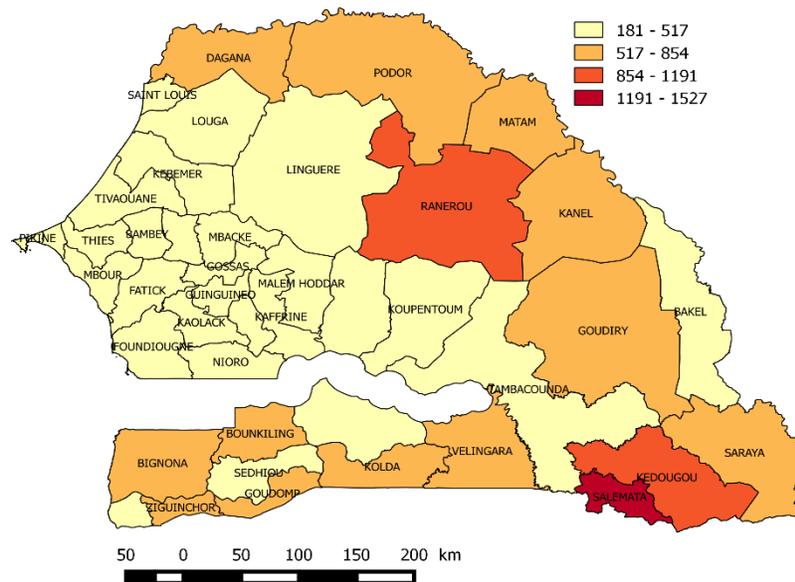
Présentation des résultats

Comparaison des niveaux obtenus avec les EDS et le DHIS

Les Enquêtes Démographiques et de Santé procurent des tendances proches des estimations des agences des Nations Unies, avec un rapport qui s'établit à 273 décès pour 100 000 naissances vivantes (et des intervalles de confiance de 201 à 345) pour les sept années avant l'enquête menée en 2017. Les résultats de l'EDS de 2005 et l'EDS-MICS 2010-2011 estimés par l'approche directe donnaient un niveau de mortalité maternelle respectivement à 409 et 401. Le recensement de 2013 procure donc des estimations plus élevées, puisque le rapport de mortalité maternelle s'élevait à 434 décès pour 100 000 naissances vivantes.

La répartition du ratio de mortalité maternelle calculé sur base du recensement révèle des disparités entre les départements (Figure 1), variant de 181 à 1527 décès pour 100 000 naissances. Quatre groupes de département peuvent être identifiés selon l'importance de leur niveau de mortalité maternelle. Le premier groupe englobe les départements où leur taux de mortalité maternelle est compris entre 181 et 517. Il s'agit généralement des départements du centre du pays et de l'ouest. Le département de Salemata est le plus touché par le phénomène (3,5 fois plus élevé que la moyenne nationale), suivi des départements de Ranérou et de Kédougou. Les départements du nord-Est du pays connaissent également des niveaux de mortalité élevés.

Figure 1: Répartition du taux de mortalité maternelle par département (calculs des auteurs sur base du recensement de 2013)



Une autre source de données pourrait potentiellement être exploitée pour documenter les variations entre départements de la mortalité maternelle. Il s'agit des données du Système d'Informations Sanitaires des Districts (DHIS-2) du Ministère de la Santé. Toutefois, la qualité et la complétude de ces données ont jusqu'ici rarement été analysées. Afin d'évaluer si le DHIS-2 pourrait compléter les informations issues du recensement (notamment en ce qui concerne les causes de décès maternels), nous avons comparé, les effectifs totaux de décès déclarés au recensement et les décès maternels enregistrés dans le DHIS-2. Cette comparaison (Figure 2) révèle une très faible concordance entre les deux sources. Dans certains départements (tels Pikine ou Matam) quasiment aucun décès maternel n'est enregistré dans le DHIS-2, alors que le recensement avait dénombré plusieurs dizaines de décès au cours de l'année 2013. Globalement, on note que les décès maternels sont mieux saisis dans le recensement que dans le système d'informations sanitaires, ceci pour près des deux tiers des départements du Sénégal. En considérant cette fois les décès maternels enregistrés à l'état civil (Figure 3), on constate toutefois que le DHIS-2 a une couverture plus complète que l'état civil.

Figure 2 : Nombre total de décès maternels dans le RGPHAE et celui issu du DHIS-2

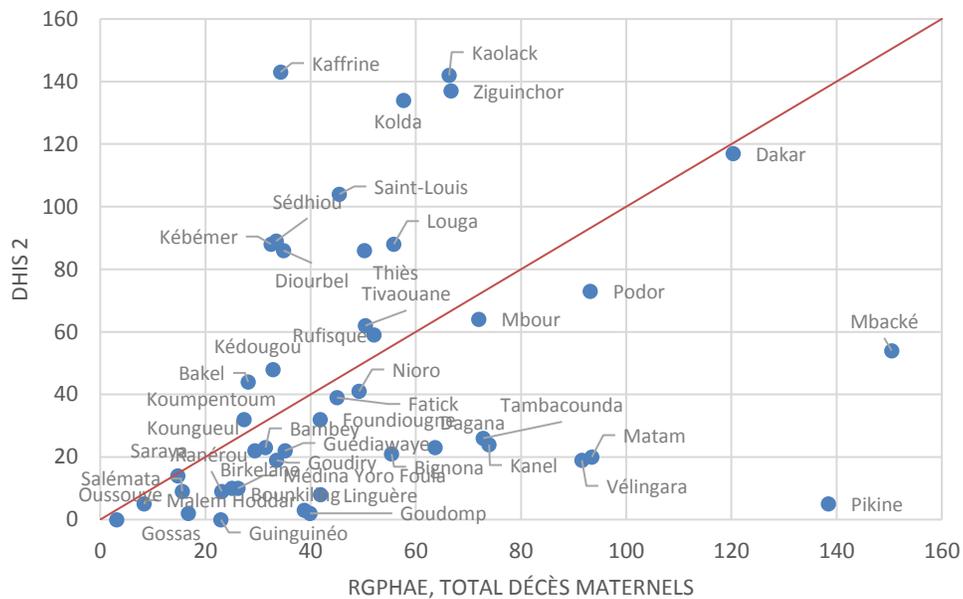
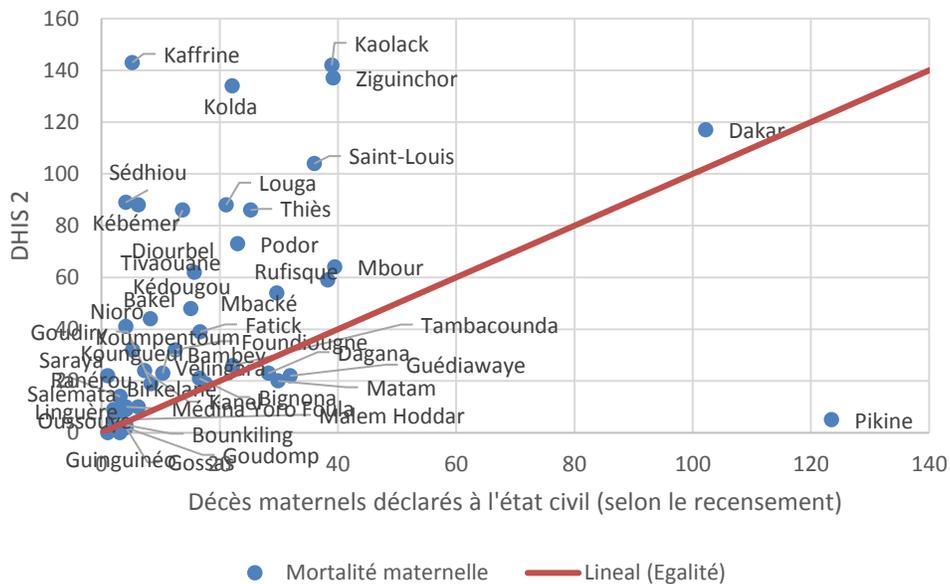


Figure 3 : Nombre total de décès maternels déclarés à l'état civil dans le RGPHAE et celui issu du DHIS-2



Il ressort de cet examen des données que le recensement constitue la source la plus complète pour étudier de façon détaillée les inégalités en matière de mortalité maternelle mais aussi pour comprendre ce phénomène en termes de facteurs explicatifs. En effet, le recensement semble plus complet et offre par

ailleurs plus de possibilités d'exploration de caractéristiques qui pourraient expliquer les inégalités de mortalité maternelle entre les départements, les communes, etc. du Sénégal.

Analyse des résultats des modèles de régression

Pour présenter les résultats du modèle de régression, nous procédons par étapes dans la modélisation multiniveau. On estime, dans un premier temps, un modèle vide. Ce modèle est dit «vide» car il ne contient aucune variable explicative (cf. modèle1, tableau1). Il s'agit d'une simple décomposition de la variance en une part de variance inter-groupes (le département) et une part de variance intra-groupe. A ce stade, le coefficient de corrélation intra-classe Rho est très informant car il pose le rapport de la variance inter-groupes sur la variance totale et donne par conséquent une estimation du degré de «ressemblance» des ménages au sein des départements. Dans notre cas, $Rho = 0,047$ et par conséquent la variance intra-groupe est égale à $0,163 * (1/0,047 - 1) = 3,3$. Autrement dit, 4,7% de la variance totale des décès réside entre les départements.

Les résultats de l'estimation du modèle logit simple (modèle à effets fixes) indiquent que le niveau de vie du ménage est négativement associé au risque de décès maternel. Les ménages de niveau de vie plus élevés (troisième tercile de notre indice, le second étant la référence) ont moins de risque de subir un décès maternel, tandis que le risque est plus élevé dans les ménages de faible niveau de vie (premier tercile). Par contre, dans le modèle à effets aléatoires, la différence entre le second et le troisième tercile n'est plus significative pour expliquer le risque de décès du ménage. Dans les deux modèles, la variable « non accès aux soins de santé » est significative. Cette variable fait référence au fait qu'au cours des 12 mois ayant précédé le recensement, un membre du ménage n'a pas pu recevoir de soins par manque de ressources. Pris ensemble, ces résultats suggèrent bien qu'il subsiste au Sénégal des inégalités importantes face au risque de décès maternels, entre les ménages les plus favorisés économiquement, et les ménages les plus pauvres.

L'intérêt de la régression logistique multi-niveaux est qu'elle procure également des effets aléatoires associés à chaque département. Ces effets aléatoires permettent de caractériser la sur- ou sous-mortalité des différents départements, une fois que les caractéristiques individuelles et celles du ménage ont été contrôlées. Ces effets aléatoires, centrés sur 0, sont représentés dans la Figure 4. On distingue, plus clairement que dans la carte présentant les taux de mortalité maternelle, une opposition entre régions Est et Ouest du pays. Quatre départements contigus et situés à l'est du pays (Matam, Kanel, Goudiry, Saraya) présentent les niveaux les plus élevés. Une analyse de l'accès aux soins dans cette zone serait nécessaire pour donner sens à cette surmortalité maternelle. A partir des données du DHIS-2, nous avons calculé les proportions de décès maternels selon leur cause pour les quatre groupes de département. Ces données sont toutefois peu informatives, car la proportion de causes non spécifiées est élevée (37% à l'échelle nationale). On notera toutefois que dans le groupe de départements faisant face à une surmortalité maternelle élevée, la proportion de décès maternels indirecte est particulièrement élevée. Ces décès sont causés par des maladies qui ont été aggravées pendant la grossesse, telles que le paludisme, l'anémie ou le VIH/sida.

Tableau 1 : Coefficients de la régression logistique classique et multi-niveaux

	(1) Logit	(2) melogit	(3) melogit
Constante	-7.259*** (-18.49)	-4.887*** 75.34)	-7.296*** (-18.31)
Niveau de vie	Premier tercile	0.321*** (3.35)	0.298** (2.98)
	Troisième tercile	-0.413*** (-3.38)	-0.194 (-1.37)
	Deuxième tercile (Réf.)		
Sexe du CM	Homme	0.0382 (0.30)	0.0312 (0.24)
	Femme (Réf.)		
Groupe d'âge	Moins de 25 ans	-0.525 (-1.15)	-0.558 (-1.22)
	25 à 35 ans	-0.247 (-1.51)	-0.255 (-1.56)
	35 à 45 ans	0.367*** (3.31)	0.374*** (3.37)
	45 à 60 ans	0.655*** (5.30)	0.666*** (5.38)
	60 ans et plus (Réf.)		
Niveau d'instruction	Aucun	0.328 (0.94)	0.303 (0.87)
	Primaire	0.383 (1.07)	0.398 (1.11)
	Moyen	0.479 (1.27)	0.496 (1.31)
	Secondaire	0.235 (0.56)	0.237 (0.57)
	Supérieur (Réf.)		
Occupation	occupe	0.0298 (0.24)	0.0773 (0.63)
	inactif	0.106 (0.75)	0.125 (0.89)
	Chômeur (Réf.)		
Accès aux soins	Non accès au soin de santé	0.545*** (6.50)	0.536*** (6.30)
	Accès au soin de santé (Ref)		
	var(_cons[~])		
	_cons	0.163*** (3.98)	0.116** (2.62)

t statistics in parentheses
 * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Figure 4 : Effets aléatoires du modèle multi-niveaux

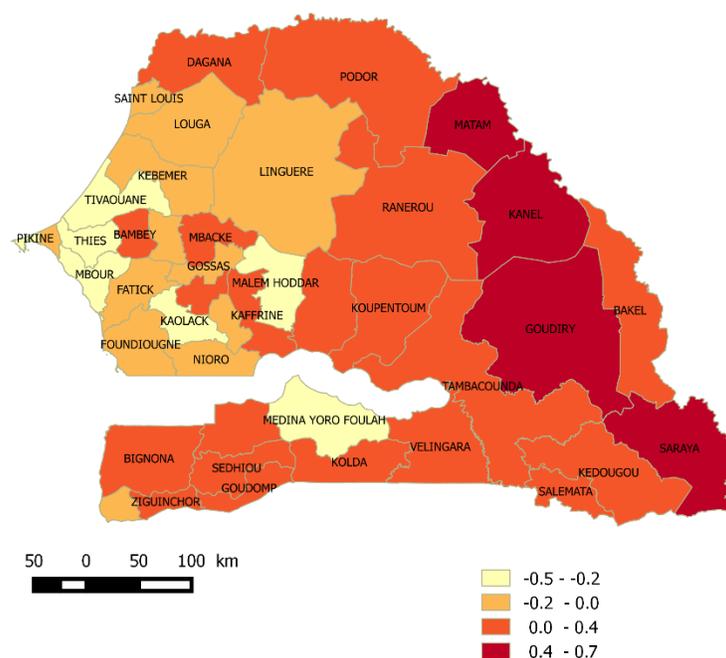


Tableau 2 : Causes des décès maternels enregistrés dans le DHIS-2 selon la classification basée sur les effets aléatoires

Zone	Hémorragie maternelle	Infection	Pré-eclampsie/ Eclampsie	Obstruction maternelle et rupture utérin	Décès maternel indirect	Décès maternel tardif	Autres complications maternelles	Cause non spécifiée
A effet aléatoire inférieur à -0,2	8,6%	1,2%	6,6%	1,8%	10,7%	20,5%	9,0%	41,7%
A effet aléatoire dans [-0,2; 0[7,9%	6,3%	7,7%	1,3%	18,1%	16,2%	10,1%	32,5%
A effet aléatoire dans [0; 0,4[7,6%	2,2%	7,4%	2,5%	15,3%	16,1%	11,4%	37,5%
A effet aléatoire de 0,4 au moins	5,2%	0,0%	0,0%	0,0%	45,5%	14,3%	7,8%	27,3%
Sénégal	7,8%	3,0%	7,0%	1,9%	16,0%	17,2%	10,3%	36,8%

Références

Alkema L, Chou D, Hogan D, et al. Global, regional, and national levels and trends in maternal mortality between 1990 and 2015, with scenario-based projections to 2030: a systematic analysis by the UN Maternal Mortality Estimation Inter-Agency Group. *Lancet*. 2015;387(10017):462-74.

Gülmezoglu AM, Lawrie TA, Hezelgrave N, et al. Interventions to Reduce Maternal and Newborn Morbidity and Mortality. In: Black RE, Laxminarayan R, Temmerman M, et al., editors. *Reproductive, Maternal,*

Newborn, and Child Health: Disease Control Priorities, Third Edition (Volume 2). Washington (DC): The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank; 2016 Apr 5. Chapter 7.

Graham, W. J., Fitzmaurice, A. E., Bell, J. S., & Cairns, J. A. (2004). The familial technique for linking maternal death with poverty. *The Lancet*, 363(9402), 23–27. doi:10.1016/s0140-6736(03)15165-3

Tabutin Dominique, Masquelier Bruno, « Tendances et inégalités de mortalité de 1990 à 2015 dans les pays à revenu faible et intermédiaire », *Population*, 2017/2 (Vol. 72), p. 227-307. DOI : 10.3917/popu.1702.0225. URL : <https://www.cairn.info/revue-population-2017-2.htm-page-227.htm>

WHO, UNICEF, UNFPA, World Bank Group, and the United Nations Population Division, 2015, Trends in maternal mortality: 1990 to 2015: estimates by WHO, UNICEF, UNFPA, World Bank Group and the United Nations Population Division. Geneva: World Health Organization; 2015