

DISPARITES REGIONALES DE LA MORTALITE NEONATALE ET INFO-JUVENILE AU BENIN : NIVEAUX ET DETERMINANTS

Yédodé AHOKPOSSI, sedode@yahoo.fr,
Boladé Hamed Banougnin, bolade.banougnin@uct.ca.za

Résumé court :

La question de la baisse de la mortalité des enfants demeure une préoccupation majeure de santé publique à l'ère des Objectifs du Développement Durable (ODD), particulièrement dans les pays en voie de développement. Le Bénin, l'un des pays à faibles revenus, a connu une baisse relativement rapide des niveaux de mortalité infanto-juvénile depuis 1996 (Rutstein et al., 2009). L'objectif de l'étude est d'examiner les disparités régionales de la mortalité néonatale et infanto-juvénile en utilisant les données de l'EDS 2017-2018. L'analyse descriptive montre des estimations des mesures de mortalités néonatales et infanto-juvénile ensuite les efforts restant à fournir pour l'atteinte des cibles des ODD. Au niveau explicatif, les modèles de régression logistique binaire sont utilisés. La baisse n'est pas encore suffisante pour l'atteinte des ODD concernant les décès néonataux et infanto-juvéniles. Mise à part l'Ouémé (pour la mortalité néonatale), aucun département n'est potentiellement en mesure d'atteindre les valeurs cibles.

Introduction

Les taux de mortalité néonatale et infanto-juvénile ont baissé dans la plupart des pays, avec une accélération de la baisse au milieu des années 2000 (Hong & Hor, 2013 ; Negera et al., 2013 ; Winter et al., 2013). La question de la baisse de la mortalité des enfants demeure une préoccupation majeure de santé publique à l'ère des Objectifs du Développement Durable (ODD), particulièrement dans les pays en voie de développement.

Entre 1990 et fin 2015, près de 236 millions d'enfants sont décédés avant l'âge de cinq ans, la plupart de causes évitables (You et al., 2015). La prématurité, la pneumonie, les complications lors de l'accouchement, la diarrhée et le paludisme constituent aujourd'hui les premières causes de décès, et la sous-nutrition contribue à près de la moitié du total des décès avant l'âge de cinq ans (Alebel et al., 2018 ; Bamford et al., 2018 ; Do et al., 2018 ; Getachew et al., 2018 ; Pajuelo et al., 2018). Les ODD incitent les pays à redoubler d'efforts pour ramener les taux de mortalité chez les enfants de moins de cinq ans à 25 décès maximum pour 1 000 naissances vivantes d'ici 2030 (Bennett et al., 2018).

Le Bénin, l'un des pays à faibles revenus, a connu une baisse relativement rapide de ses niveaux de mortalité infanto-juvénile depuis la première Enquête Démographique et de Santé (EDS) de 1996 (Rutstein et al., 2009). Malgré la réduction du taux de mortalité des enfants de moins de cinq ans, le Bénin fait partie des pays à niveaux pratiquement élevés de mortalité néonatale (30 décès d'enfants de moins de 28 jours pour 1000 naissances vivantes) et de mortalité infanto-juvénile (96 décès d'enfants de moins de cinq ans pour 1000 naissances vivantes) (INSAE et ICF International, 2019).

Ces taux cachent des disparités au niveau régional. Ainsi, selon les résultats de l'EDSB-V-2017-2018, les départements de la Donga et de l'Atacora affichent les quotients de mortalité infanto-juvénile les plus élevés avec des niveaux respectifs de 129 ‰ et 122 ‰. A l'opposé, l'Ouémé et le Littoral affichent les plus faibles niveaux (respectivement 74 ‰ et 64 ‰). En ce qui concerne la mortalité néonatale, elle est plus élevée dans la Donga (45 ‰), tandis que son plus faible niveau est observé dans l'Ouémé (16 ‰). Tenant compte de la cible de l'ODD3 qui fixe le taux de mortalité infanto-juvénile à atteindre en 2030 à moins de 25 ‰, des efforts considérables restent encore à fournir si les tendances actuelles se maintenaient.

L'objectif de cette étude est d'examiner les disparités régionales de la mortalité néonatale et infanto-juvénile au Bénin en utilisant les données de la dernière EDS réalisée en 2017-2018.

Revue de la littérature

Il y a une pléthore d'études sur la mortalité et la morbidité des enfants de moins de cinq ans, la plupart reposant sur le cadre conceptuel de Mosley and Chen (1984). L'intérêt de cette approche est que le statut socio-économique sous-jacent se manifeste par des déterminants proches (mesurables). Les valeurs de ces variables influencent le risque de maladie, qui est lié à la probabilité de décès.

Le modèle de Mosley-Chen soutient l'idée que les taux de mortalité des pays ayant le même revenu par habitant seront différents, car la relation est affectée—de plusieurs manières—par d'autres variables de médiation. Par exemple, l'analyse des données sur les ménages montre une très forte relation entre la mortalité et les intervalles inter-générationnels. Par conséquent, une fécondité plus élevée, généralement caractérisée par des intervalles entre naissances plus courts, est associée à une mortalité plus élevée. La fécondité, à son tour, est associée au revenu, mais indirectement, de sorte que les facteurs culturels et les stratégies de subsistance (essentiellement la disponibilité de filets sociaux) jouent un rôle significatif. Ainsi, les politiques publiques visant à réduire la fécondité, soit par l'amélioration de la santé reproductive, soit par la mise en place de filets sociaux, permettront de réduire la mortalité.

En pratique, certains aspects des variables de statut socio-économique peuvent être utilisés dans les estimations empiriques, soit parce qu'ils sont perçus comme ayant des impacts directs, soit parce que les données sur ceux-ci sont plus facilement disponibles que les variables proches correspondantes. Des travaux empiriques permettent d'identifier les variables les plus pertinentes.

La littérature sur la mortalité des enfants couvre des études et une analyse de régression. La revue de la littérature évoquée dans cette section se focalise principalement sur des études médicales de différentes interventions, des études anthropologiques des pratiques d'éducation des enfants, et d'analyse de régression (voir Hanmer & White, 1998 pour une discussion relativement plus complète). L'analyse de régression des déterminants de la mortalité des enfants de moins de cinq ans peut prendre l'une des quatre approches suivantes: (1) les régressions entre pays, dans lesquelles la mortalité est définie au niveau du pays dans son

ensemble; (2) les régressions inter-pays mettant en exergue les disparités régionales; (3) l'analyse des données d'enquête, la mortalité étant définie par référence à une mère ou à un enfant; et (4) l'analyse de séries chronologiques pour un seul pays, en utilisant le taux de mortalité national comme variable dépendante. La deuxième approche d'analyse de régression est dominante du fait de la disponibilité de données adéquates telles que : tout d'abord l'Enquête Mondiale sur la Fécondité (EMF), puis l'Enquête Démographique et de Santé (EDS). Les données de ces différentes enquêtes sont jusqu'à ce jour pratiquement les plus appropriées pour analyser les déterminants de la mortalité. Les premiers travaux illustrant les avantages liés à l'utilisation des données des EMF ont été publiés par Hobcraft and McDonald (1984), puis Hobcraft et al. (1985). Des travaux de Desai et Alva (1998) confirment aussi l'effet significatif de l'éducation de la mère sur la mortalité dans certains pays en développement. Le présent travail se focalise sur les disparités au niveau départemental.

Les régressions entre pays associent généralement le revenu par habitant à toute une série d'autres variables socio-économiques, ainsi que les déterminants proches. L'une des variables les plus anciennes et les plus courantes est la mesure de l'éducation des femmes, généralement leur niveau d'alphabétisation, qui a souvent un effet négatif important. Cela concorde avec l'opinion fortement avancée par Meghir et al. (2018) selon laquelle l'éducation des femmes est une variable de médiation importante. Comme il existe une forte corrélation entre l'alphabétisation des femmes et l'alphabétisation de l'ensemble de la population, le dernier peut aussi bien être utilisée comme alternative. De nombreuses études distinguent l'éducation des hommes de celle des femmes, et trouvent parfois que les deux sont significatifs. On peut également utiliser d'autres mesures du statut de la femme, pouvant indiquer à quel point les mères ont leur mot à dire sur l'allocation des ressources. Plusieurs auteurs ont eux-aussi constaté que plusieurs mesures du statut de la femme avaient un impact significatif (Kagabo et al., 2018 ; Maniruzzaman et al., 2018).

Le niveau et la répartition du revenu sont aussi des indicateurs pertinents dans l'analyse de la mortalité. Plusieurs études ont révélé un impact significatif des inégalités. De façon plus évocateur, Spencer (2018) constate que les inégalités ont toujours un impact négatif sur la mortalité, même lorsque le revenu réel des pauvres est également introduit dans le modèle de régression. Cependant, l'auteur n'avait pas utilisé une donnée pour corroborer cette situation.

La santé et l'éducation sont un moyen important par lequel l'amélioration du statut socioéconomique peut contribuer à réduire la mortalité. Il a déjà été mentionné (plus haut) que l'éducation des femmes et des hommes sont souvent incluses dans les analyses de la mortalité. En outre, divers indicateurs de santé ont été utilisés, tels que la prévalence de la contraception et le nombre de personnes par médecin, constatant l'impact significatif de l'offre de soins de santé sur la mortalité des enfants de moins de cinq ans. Le travail de Shonkoff et al. (2012) présente plus de détails sur les variables affectant la mortalité aux niveaux micro et macro.

Dans cette étude, une version adaptée du cadre conceptuel de Mosley and Chen (2003) a été utilisée compte tenu du contexte du Bénin. Les facteurs liés à la mortalité des enfants ont été regroupés en trois niveaux, à savoir les facteurs communautaires, les facteurs socio-

économiques et les déterminants proches. Mosley and Chen (2003) ont prévu que des déterminants proches tels que les facteurs liés à la mère, au nourrisson et à l'accouchement auraient une influence directe sur la mortalité des enfants de moins de cinq ans ; et les facteurs socio-économiques et communautaires auraient une influence indirecte.

Méthodologie

Données

La principale base de données de cette étude est la dernière Enquête Démographique et de Santé du Bénin (EDSB-V) réalisée en 2017-2018. Cette enquête fournit des données sur les caractéristiques de la population béninoise, la mortalité des enfants, la santé de la mère et de l'enfant, les comportements en matière de procréation, etc. Les données sur l'historique des naissances seront utilisées dans cette étude pour le calcul des différents types de mortalité.

Variables de l'étude

Les variables dépendantes et indépendantes ainsi que leurs catégorisations sont répertoriées dans le tableau 1.

Tableau 1 : variables de l'étude et leur spécification

Variables	Catégories
Variables dépendantes	
Décès néonatal (avant 28 jours)	(En vie, Décédé)
Décès infanto-juvénile (avant 5 ans)	(En vie, Décédé)
Facteurs communautaires	
Département	(Alibori, Atacora, Atlantique, Borgou, Collines, Couffo, Donga, Littoral, Mono, Ouémé, Plateau, Zou)
Milieu de résidence	(Urbain, Rural)
Facteurs socio-économiques	
Niveau d'instruction de la mère	(Aucun, Primaire, Secondaire+)
Occupation de la mère	(Ne travaille pas, Travaille)
Quintiles de bien-être économique	(Le plus bas, Second, Moyen, Quatrième, Le plus élevé)
Déterminants proches	
Age de la mère à l'accouchement	(≤16 ans, 17–21 ans, ≥22 ans)
État matrimonial de la mère	(Pas en union, En union)
Sexe de l'enfant	(Masculin, Féminin)
Rang de naissance	(Rang 1, Rang 2–3, Rang 4+)
Intervalle inter-générisque	(≤24 mois, >24 mois, Naissance de rang 1)

Méthode d'analyse

Plusieurs analyses (descriptives et explicatives) seront effectuées dans le cadre de cette étude. Au niveau descriptif, il s'agit dans un premier temps des estimations des mesures de mortalités néonatale et infanto-juvénile. L'approche retenue est celle des probabilités de cohorte synthétique pour estimer les taux de mortalité néonatale et infanto-juvénile des dix dernières années précédant l'enquête. Les estimations se basent sur les informations provenant de l'historique des naissances des femmes âgées de 15 à 49 ans.

Nous appliquons ici des méthodes directes d'estimation de taux de mortalité à partir des données sur la date de naissance de l'enfant, son statut de survie et la date de décès des enfants décédés. Rutstein and Rojas (2006) illustrent de façon précise l'approche de la probabilité de cohorte synthétique permettant d'estimer les taux de mortalité des enfants en se basant sur l'historique des naissances des EDS. C'est cette approche qui est utilisée pour les taux de mortalité des enfants reportés dans les rapports EDS. Ces mesures sont projetées sur la carte du Bénin selon les départements (premier niveau du découpage administratif du pays). Les estimations sont faites grâce aux données individuelles des historiques des naissances des femmes de 15–49 ans collectées au moment de l'enquête. Nous choisissons, comme dans l'EDSB-V, la période de référence des naissances et décès des dix dernières années ayant précédé l'enquête. Cependant, lors des analyses explicatives, cette période sera réduite aux naissances et décès survenus entre 2012 et 2017, compte tenu du fait que certaines informations liées aux grossesses de la femme couvrent cette seule période.

Ensuite, une analyse des efforts restant à fournir pour l'atteinte des cibles des ODD a été faite. L'approche utilisée est le calcul des taux annuels de variation sur 12 ans afin de faire une projection sur 2030, sous l'hypothèse du maintien des tendances actuelles.

Au niveau explicatif, les modèles de régression logistique binaire permettront d'examiner comment les différentes variables indépendantes (y compris le département qui est la variable indépendante principale) sont associées aux décès néonataux et infanto-juvéniles au Bénin.

Résultats et discussions

Description de l'échantillon

La période de référence des naissances et décès des dix dernières années ayant précédé l'enquête a été retenue pour les estimations. La population cible est constituée de 12 490 naissances réparties selon diverses caractéristiques de la femme, du ménage ou des enfants. La répartition de l'échantillon (Tableau 2) selon les départements révèle que l'Alibori (13 %), l'Atlantique (11,9 %) et le Borgou (11,7 %) enregistrent les plus grandes proportions de naissances contre respectivement 4,6 % et 4,7% pour le Littoral et le Mono. Plus de trois naissances sur cinq se retrouvent en milieu rural (61,2 %) contre 38,8 % en milieu urbain.

En ce qui concerne les facteurs socio-économiques, il faut souligner que deux tiers des mères ayant eu ces enfants n'ont aucun niveau d'instruction alors que 18,5 % ont un niveau primaire contre 15,1 % pour le niveau secondaire. De façon prépondérante, ces mères ne sont pas actives, car 85,1 % d'entre elles ne travaillent pas. Les caractéristiques des ménages dans lesquels vivent ces enfants sont également appréciées. Ainsi, dans environ neuf ménages sur dix, les installations sanitaires utilisées ne sont pas améliorées et seulement 4 % utilisent des technologies propres pour la cuisson.

Par rapport aux déterminants proches, il faut souligner que les enfants dont les mères ont accouché avant l'âge de 16 ans ne représentent que 2,4 % de l'échantillon ; alors que ceux accouchés entre 17-21 ans font une proportion de 20,9 %. Parmi les mères de ces enfants, 31,5% ont accouché avant l'âge de 16 ans alors que 74,1% étaient déjà en union. En ce qui

concerne la prise de décision, la mère seule pourrait prendre des décisions pour sa propre santé dans seulement 9,5% des cas.

Tableau 2 : Caractéristiques de l'échantillon

Variable	Proportion	Effectif
Département		
Alibori	13,0	1626
Atacora	8,8	1100
Atlantique	11,9	1481
Borgou	11,7	1466
Collines	6,5	814
Couffo	6,5	815
Donga	6,6	821
Littoral	4,6	570
Mono	4,7	585
Ouémé	8,7	1092
Plateau	6,8	843
Zou	10,2	1277
Milieu de résidence		
Urbain	38,8	4844
Rural	61,2	7645
Niveau d'instruction de la mère		
Aucun	66,3	8284
Primaire	18,5	2313
Secondaire ou plus	15,1	1892
Occupation de la mère		
Ne travaille pas	14,9	1863
Travaille	85,1	10626
Quintiles de bien-être économique		
Le plus bas	20,4	2550
Second	20,3	2539
Moyen	20,7	2587
Quatrième	20,5	2555
Le plus élevé	18,1	2259
Age de la mère à l'accouchement		
≤16 ans	2,4	302
17–21 ans	20,9	2604
≥22 ans	76,7	9583

Tableau 2 (Suite)

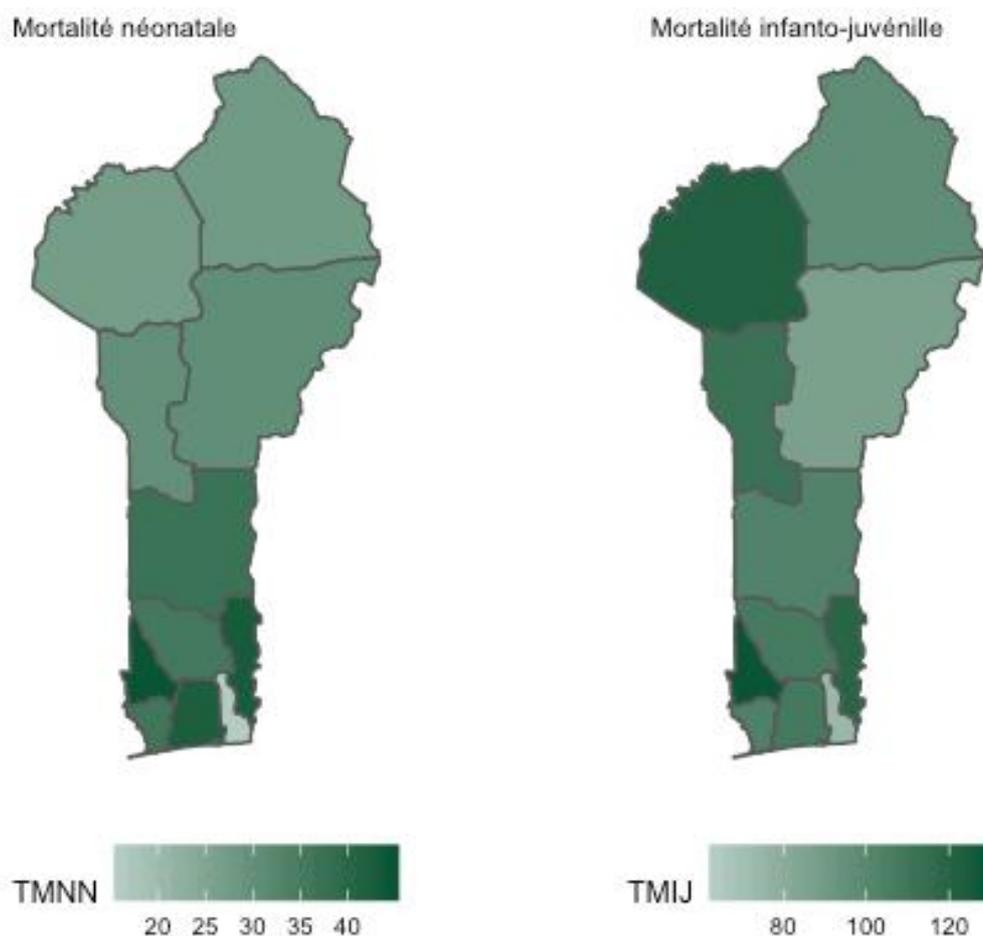
Variable	Proportion	Effectif
État matrimonial de la mère		
Pas en union	25,9	3235
En union	74,1	9253
Sexe de l'enfant		
Masculin	51,3	6410
Féminin	48,7	6079
Rang de naissance		
Rang 1	21,9	2737
Rang 2-3	36,5	4557
Rang 4+	41,6	5195
Intervalle inter-général		
<24 mois	12,9	1601
≥24 mois	65,1	8093
Naissance de Rang 1	22,0	2737
Nombre de visites prénatales		
Aucune	9,5	573
1	6,1	370
2-3	27,5	1653
4+	56,9	3422
Contrôle postnatal		
Non	79,6	4772
Oui	20,4	1221

Estimation de la mortalité néonatale et infanto-juvénile

Cette section présente les niveaux et différentiels de la mortalité néonatale et infanto-juvénile. En effet, au Bénin, pour la période des dix années ayant précédé l'enquête, on enregistre que sur 1 000 naissances vivantes, 30 décèdent avant d'atteindre leur premier mois de vie (ce taux peut varier entre 26 ‰ et 34 ‰). Les quotients de mortalité néonatale les plus élevés s'observent dans les départements de la Donga (45 ‰ ; IC : 34-55 ‰), du Plateau (43 ‰ ; IC : 31-55 ‰) et de l'Atlantique (43 ‰ ; IC : 34-51 ‰). A l'opposé, les départements de l'Ouémé et du Littoral affichent les niveaux les plus faibles avec des quotients de mortalité néonatale respectifs de 16 ‰ ; IC : 11-22 ‰ et 23 ‰ ; IC : 16-31 ‰.

En ce qui concerne la mortalité infanto-juvénile, on observe pour la même période de référence, que sur 1 000 naissances vivantes, 96 décèdent avant leur cinquième anniversaire (ce taux peut varier entre 91 ‰ et 102 ‰). C'est dans la Donga, l'Atacora et le Plateau que les quotients de mortalité infanto-juvénile sont les plus élevés avec des niveaux respectifs de 129 ‰ ; IC : 113-146 ‰, 122 ‰ ; IC : 108-136 ‰ et 119 ‰ ; IC : 99-140 ‰ (Tableau A.1). A l'opposé, l'Ouémé et le Littoral affichent les plus faibles niveaux (respectivement 74 ‰ ; IC : 60-88 ‰ et 64 ‰ ; IC : 50-77 ‰). La figure 1 présente les taux de mortalité néonatale et infanto-juvénile par département. Les limites inférieure et supérieure de ces estimations sont présentées dans le tableau A1 en annexe

Figure 1 : Taux de mortalité néonatale et infanto-juvénile par département



Analyse des potentialités de réalisation des cibles ODD pour chaque département

Il ressort de la Figure 2 que pour la mortalité néonatale, seulement le département de l’Ouémé pourrait réaliser en 2030 la cible ODD, avec un taux prédit de 6 pour mille ; la cible étant fixée à 12 pour mille. Toutefois, certains départements se révèlent être à forte potentialités d’atteinte de ces cibles. Il s’agit du Littoral, de l’Alibori et de l’Atacora.

Quant à la mortalité infanto-juvénile, au regard des estimations faites, aucun département n’est pressenti pour la réalisation des cibles ODD en 2030. Dans les départements de l’Ouémé et du Littoral qui sont à fortes potentialités d’atteinte des cibles pour cet indicateurs, les politiques fourniront moins d’efforts que pour les autres départements.

Figure 2 : Estimation des efforts à fournir dans l'atteinte des valeurs cibles des ODD

Département	Mortalité néonatale		Mortalité infanto-juvénile	
	Prediction	Effort restant à fournir	Prediction	Effort restant à fournir
Alibori	16.6	4.6	55.7	30.7
Atacora	16.6	4.6	72.5	47.5
Atlantique	55.5	43.5	91.8	66.8
Borgou	22.7	10.7	54.3	29.3
Collines	43.3	31.3	71.3	46.3
Couffo	25.2	13.2	101.0	76.0
Donga	31.4	19.4	80.4	55.4
Littoral	15.4	3.4	48.4	23.4
Mono	28.2	16.2	99.9	74.9
Ouémé	6.0	-6.0	33.4	8.4
Plateau	54.7	42.7	90.1	65.1
Zou	39.6	27.6	91.0	66.0
Ensemble	27.6	15.6	71.6	46.6

Analyse explicative de la mortalité néonatale

Le tableau 3 présente les risques relatifs pour les variables explicatives de la mortalité néonatale et la mortalité infanto-juvénile. Le modèle initial (Modèle 1) comprend seulement le département de résidence comme variable indépendante. Ce modèle indique que, comparativement aux enfants du Littoral, ceux des départements des Collines, de la Donga, du Mono et du Plateau courent environ 4 fois plus le risque de décès néonatal. Ces derniers sont suivis des ceux des départements de l'Atlantique, du Zou, et de l'Alibori qui sont approximativement 3 fois plus enclins à mourir avant l'âge de 28 jours que les enfants du département du Littoral. De même, les enfants des départements du Borgou et du Couffo sont plus à risque de décéder avant 28 jours que les enfants de mères résidant dans le Littoral (risques relatifs significatifs de 2,25 et 2,46 respectivement). En revanche, il n'existe pas de différence significative entre les enfants nés de mères vivant dans le Littoral et ceux nés de mères vivant dans les départements de l'Atacora et de l'Ouémé en matière de mortalité néonatale.

Tableau 3 : Résultats de régression

	Mortalité néonatale				Mortalité infanto-juvénile			
	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 1		Modèle 2	
	Odds ratio	IC – 95%	Odds ratio	IC – 95%	Odds ratio	IC – 95%	Odds ratio	IC – 95%
Département								
Alibori	2,72**	(1,09–6,83)	2,27	(0,80–6,47)	2,20***	(1,31–3,68)	1,34	(0,73–2,48)
Atacora	1,65	(0,61–4,45)	1,44	(0,48–4,34)	2,36***	(1,39–4,00)	1,51	(0,81–2,81)
Atlantique	3,41***	(1,37–8,50)	2,69*	(0,98–7,39)	2,44***	(1,45–4,08)	1,82**	(1,00–3,30)
Borgou	2,25*	(0,88–5,75)	1,88	(0,66–5,35)	1,73**	(1,02–2,94)	1,17	(0,63–2,18)
Collines	4,20***	(1,65–10,71)	3,28**	(1,15–9,34)	2,42***	(1,40–4,18)	1,72*	(0,91–3,24)
Couffo	2,46*	(0,92–6,56)	1,88	(0,63–5,59)	2,27***	(1,31–3,94)	1,5	(0,79–2,82)
Donga	3,87***	(1,51–9,92)	3,27**	(1,15–9,32)	3,67***	(2,17–6,21)	2,72***	(1,48–5,02)
Littoral (Réf.)	1		1		1		1	
Mono	4,28***	(1,64–11,20)	3,19**	(1,10–9,24)	2,94***	(1,68–5,14)	1,99**	(1,05–3,77)
Ouémé	1,02	(0,35–2,94)	0,89	(0,29–2,76)	1,28	(0,73–2,25)	1,1	(0,59–2,08)
Plateau	4,19***	(1,65–10,67)	3,51**	(1,24–9,92)	3,36***	(1,98–5,70)	2,46***	(1,34–4,54)
Zou	3,33**	(1,32–8,35)	2,82**	(1,01–7,86)	2,72***	(1,62–4,56)	2,07**	(1,14–3,78)
Milieu de résidence								
Urbain (Réf.)			1				1	
Rural			1,07	(0,81–1,41)			1,09	(0,92–1,29)
Niveau d'instruction de la mère								
Aucun (Réf.)			1				1	
Primaire			1,63***	(1,21–2,18)			1,20*	(0,99–1,46)
Secondaire ou plus			1,14	(0,76–1,70)			1,18	(0,92–1,51)
Occupation de la mère								
Ne travaille pas (Réf.)			1				1	
Travaille			1,66***	(1,13–2,43)			1,33**	(1,06–1,66)
Quintiles de bien-être économique								
Le plus bas (Réf.)			1				1	
Second			1,78***	(1,24–2,55)			1,31**	(1,06–1,63)
Moyen			1,07	(0,72–1,60)			0,95	(0,75–1,19)
Quatrième			1,44*	(0,96–2,15)			0,94	(0,74–1,20)
Le plus élevé			1,07	(0,64–1,77)			0,66**	(0,48–0,91)

Tableau 3 (suite)

	Mortalité néonatale				Mortalité infanto-juvénile			
	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 1		Modèle 2	
	Odds ratio	IC – 95%	Odds ratio	IC – 95%	Odds ratio	IC – 95%	Odds ratio	IC – 95%
Age de la mère à l'accouchement								
≤16 ans (Réf.)			1				1	
17–21 ans			0,73	(0,37–1,45)			0,66*	(0,43–1,00)
≥22 ans			0,65	(0,32–1,33)			0,52***	(0,34–0,81)
État matrimonial de la mère								
Pas en union (Réf.)			1				1	
En union			1,18	(0,88–1,58)			0,97	(0,81–1,16)
Sexe de l'enfant								
Masculin (Réf.)			1				1	
Féminin			0,59***	(0,47–0,75)			0,80***	(0,70–0,93)
Rang de naissance								
Rang 1 (Réf.)			1				1	
Rang 2–3			1,34	(0,89–2,02)			1,49***	(1,15–1,93)
Rang 4+			1,86***	(1,19–2,91)			2,10***	(1,57–2,80)
Intervalle intergénérisique								
<24 mois (Réf.)			1				1	
≥24 mois			0,59***	(0,43–0,80)			0,63***	(0,52–0,77)
Nombre de visites prénatales								
Aucune (Réf.)			1				1	
1			0,41*	(0,15–1,15)			0,49**	(0,27–0,89)
2–3			0,43**	(0,22–0,82)			0,51***	(0,34–0,76)
4+			0,48**	(0,27–0,88)			0,45***	(0,31–0,65)
Contrôle postnatal								
Non (Réf.)			1				1	
Oui			0,16***	(0,06–0,45)			0,68**	(0,48–0,98)

(*) significatif à 10%, (**) significatif à 5%, (***) significatif à 1% ; Réf. = Modalité de référence

Ensuite, nous avons introduit dans le dernier modèle (Modèle 2) douze variables supplémentaires (de contexte, liées aux caractéristiques socio-économiques de la mère de l'enfant et du ménage, et les déterminants proches). L'association précédemment observée—dans le premier modèle—entre le département de résidence et le risque de décéder avant 28 jours est pratiquement restée dans le même sens, mais avec des effets atténués. En effet, comparativement aux enfants nés de mères vivant dans le Littoral, ceux issus de mères résidant dans la plupart des autres départements (Atlantique, Collines, Donga, Mono, Plateau, et Zou) courent des risques plus élevés de mortalité néonatale. Mais les écarts de risques relatifs entre ces départements et le département du Littoral se sont réduits et les significativités ont baissé de façon générale. Contrairement au modèle précédent où les enfants des départements de l'Alibori, du Borgou et du Couffo étaient plus enclins que ceux du Littoral au décès néonatal, les résultats du second modèle indiquent une absence de différences significatives. Donc, ces résultats montrent que les variables de contexte, les variables socioéconomiques de la mère et du ménage, et les variables de déterminants proches de la mortalité des enfants contribuent de façon significative aux différentielles régionales (départementales) de risques de décès néonatal au Bénin.

Par ailleurs, parmi les autres variables, seul le niveau d'instruction et l'occupation de la mère, le quintile du bien-être économique, le sexe et le rang de naissance de l'enfant, l'intervalle intergénéral, le nombre de visites prénatales, et le contrôle postnatal sont significativement associés au décès néonatal. Certains résultats sont conformes à ce qui est attendu. Les filles courent moins de risque de décès néonatal (risque relatif de 0,59) que les garçons. Le rang de naissance de l'enfant est positivement associé au risque de décès : les enfants de rang de naissance supérieur à 3 sont environ 2 fois plus enclins au risque de décès néonatal que ceux de rang inférieur. Le nombre de visites prénatales est négativement associé au risque de décès néonatal : les risques relatifs varient de 0,41 pour les enfants dont les mères ont effectué une seule visite à 0,48 pour les enfants dont la mère a effectué au moins 4 visites. Les enfants dont les mères ont effectué de contrôle postnatal sont 84% moins enclins à décéder avant 28 jours que ceux dont les mères n'en ont pas effectué.

Certains résultats contredisent la théorie des déterminants socioéconomiques de la mortalité. Il s'agit notamment de la manière dont le niveau d'instruction, l'occupation de la mère et le niveau de vie du ménage sont associés au risque de mortalité néonatale. D'une part, les enfants nés de mères de niveau d'instruction primaire courent 1,63 fois plus de risque de décès néonatal que ceux de mères sans instruction et de niveau secondaire ou plus. D'autre part, le risque de décès néonatal est 66% plus élevé chez les enfants dont les mères ont une occupation que chez ceux dont les mères n'ont aucune occupation, de même que chez les enfants de ménages riches.

Analyse explicative de la mortalité infanto-juvénile

Le tableau 3 présente aussi les résultats de deux modèles de régression logistique binaire des associations entre les différentes variables indépendantes et le risque de décès infanto-juvénile. La procédure d'introduction des variables est la même que celle décrite précédemment. Les associations obtenues au premier modèle indiquent que, tout comme pour la mortalité néonatale, le risque de décès infanto-juvénile est plus élevé dans tous autres départements autre

que celui du Littoral. Comparativement aux enfants du département du Littoral, ceux de la Donga sont près de 4 fois plus enclins à mourir avant l'âge de 5 ans tandis que ceux du Plateau, du Zou et du Mono courent approximativement 3 fois plus le risque de décès infanto-juvénile. Le risque de décès infanto-juvénile est approximativement 2 fois plus élevé chez les enfants des départements de l'Alibori, de l'Atacora, de l'Atlantique, du Couffo, des Collines et du Borgou que chez les enfants du Littoral. Il n'y a pas de différence significative de risque de mortalité entre les enfants du Littoral et ceux de l'Ouémé, tout comme précédemment pour la mortalité néonatale.

Ensuite, après introduction des autres variables indépendantes dans le modèle précédent, les écarts de risque de mortalité infanto-juvénile entre les enfants du département du Littoral et ceux des autres départements se sont réduits. Par exemple, il n'existe désormais plus de différence significative de risque de décès infanto-juvénile entre les enfants de mères vivant dans l'Alibori, l'Atacora, le Borgou et le Couffo, et ceux de mères vivant dans le Littoral. De plus, comparativement au premier modèle, les risques relatifs de mortalité infanto-juvénile ont baissé dans tous les départements. Ceci confirme une fois encore que les disparités régionales de mortalité infanto-juvénile sont fondamentalement affectées par les variables de contexte, les variables socioéconomiques de la mère et du ménage, et les variables de déterminants proches.

Les autres variables indépendantes qui révèlent des associations significatives avec le risque de décès infanto-juvénile sont : le niveau d'instruction et l'occupation de la mère, le niveau de vie du ménage, l'âge de la mère à l'accouchement, le sexe et le rang de naissance de l'enfant, l'intervalle intergénéral, le nombre de visites prénatales, et le contrôle postnatal. Les associations obtenues sont conformes à la théorie pour toutes les variables sauf le niveau d'instruction et l'occupation de la mère. Les enfants dont les mères ont un niveau d'instruction primaire courent plus le risque de décéder avant l'âge de 5 ans comparativement à ceux de mère sans instruction ou encore ceux de mères ayant au moins un niveau d'instruction secondaire. De même le risque de décès infanto-juvénile est de 33% plus élevé chez les enfants dont les mères exercent une activité que chez les enfants de mère sans occupation.

Discussions

La performance du système de santé publique d'un pays et son niveau de développement socioéconomique peut être évalués en se basant sur la santé des enfants qui y vivent. Malgré la baisse relative de la mortalité des enfants ces dernières décennies au Bénin, beaucoup d'efforts restent à fournir. De même, le taux de mortalité des enfants demeure substantiellement encore élevé dans certaines régions et certains groupes sociaux du pays. La présente étude a documenté les disparités régionales de la mortalité néonatale et de la mortalité infanto-juvénile en utilisant les données de la dernière EDS réalisée en 2017-2018.

Notre étude met en évidence quelques résultats importants. Premièrement, il existe de grandes disparités de mortalité néonatal et infanto-juvénile entre département de résidence. Si ces disparités se maintiennent et que les taux de variation restent constants, seule l'Ouémé pourrait atteindre l'objectif fixé de taux de mortalité néonatal de 12 pour mille à l'horizon 2030. En ce qui concerne l'atteinte de l'objectif fixé de 25 décès d'enfants de moins de 5 ans pour 1000

naissances, peu d'effort resterait à être fourni dans ce département (Ouémé). Aucun autre département ne pourrait atteindre l'un ou l'autre de ces objectifs. Les situations paraissent plus alarmantes dans les départements de l'Atlantique, du Couffo, des Collines, de la Donga, du Mono, du Plateau et du Zou. Le progrès observé dans l'Ouémé pourrait être dû à la réussite de certaines politiques sanitaires dans ce département.

Deuxièmement, les analyses explicatives confortent l'existence d'importantes disparités régionales de mortalité néonatale et infanto-juvénile. Pour les deux types de mortalité, seulement les départements de l'Ouémé et du Littoral présentent des schémas similaires de faible mortalité comparativement aux autres départements. Les enfants nés de mères résidant dans les départements autres que l'Ouémé et le Littoral ont des risques allant jusqu'à plus de 4 fois plus élevés que ceux nés de mère vivant à Cotonou ou dans le département de l'Ouémé. Cependant, dès qu'on introduit d'autres variables liées au contexte, aux caractéristiques socioéconomiques de la mère et du ménage ainsi que les variables liées aux déterminants proches, les risques de décès néonatal et infanto-juvénile baissent considérablement. Ce type de résultat a été confirmé dans une récente étude menée par Bora et al. (2019) en Inde. Le fait que les écarts se réduisent après introduction de ces variables indique qu'elles contribuent aux disparités de mortalité néonatale et infanto-juvénile. Ainsi, mener des actions sur les groupes à risques tel qu'il ressort de ces variables permettraient d'atténuer les disparités de mortalité néonatale et infanto-juvénile.

Troisièmement, le fait que les risques de mortalité néonatale et infanto-juvénile soient plus élevés chez les enfants de mères âgées de moins de 17 ans, de sexe masculin, de rangs de naissance élevés, de faibles intervalles intergénéraliques, de mères ayant suivi moins de visites prénatales, et de mères n'ayant pas effectué de contrôle postnatal est confirmé dans plusieurs études (Bora et al., 2019 ; Mosley & Chen 2019). Par contre le risque élevé de mortalité néonatale et infanto-juvénile chez les enfants de mères ayant une occupation en comparaison à ceux dont les mères n'exercent aucune activité mérite plus d'explications. On pourrait comprendre ce type d'association pour le risque de mortalité infanto-juvénile chez les enfants de mères en activité qui disposeraient de moins de temps pour les soins de l'enfant tel qu'expliqué par Mosley et Chen (2003). Par contre, en ce qui concerne le risque de mortalité néonatale, ceci pourrait être dû à un effet de rattrapage de naissances parmi les femmes en activité qui auraient entamé leur vie féconde plus tard. Dans ce cas, elles sont plus enclines à réduire les intervalles des premières naissances, ce qui contribuerait à un risque élevé de mortalité néonatale. D'autres études liées aux conditions de stress des femmes enceintes en activité pourraient permettre d'apporter plus de clarification.

Conclusions et recommandations

Les taux de mortalité des enfants de moins de cinq ans au Bénin ont baissé au cours de ces dernières décennies. Mais, la baisse n'est pas encore suffisante pour l'atteinte des ODD concernant les décès néonataux et infanto-juvéniles évitables. Aucun département, sauf l'Ouémé pour ce qui concerne la mortalité néonatale, n'est potentiellement en mesure d'atteindre les valeurs cibles de 12 pour 1000 et de 25 pour mille des ODD, en matière de mortalité néonatale et infanto-juvénile respectivement. Puisque nos résultats montrent que les

disparités régionales sont fortement influencées par les conditions socioéconomiques de la mère et du ménage, ainsi que les déterminant proches. L'influence des déterminants est telle que prévue et toutes actions visant à encourager l'espacement et la limitation des naissances, la lutte contre les grossesses précoces contribueraient non seulement à baisser la mortalité des enfants, mais aussi à réduire les disparités régionales. Le même résultat est prévisible en promouvant l'accès, l'utilisation et la qualité des soins liés à la grossesse et à l'accouchement (visites prénatales et contrôle postnatal dans le cas de cette étude). Ces différentes actions doivent aussi concerner les femmes de statut socioéconomique élevé.

Références bibliographiques

- Alebel, A., Tesema, C., Temesgen, B., Gebrie, A., Petrucka, P., & Kibret, G. D. 2018. Prevalence and determinants of diarrhea among under-five children in Ethiopia: A systematic review and meta-analysis. *PloS One*, 13(6), e0199684.
- Bamford, L., McKerrow, N., Barron, P., & Aung, Y. 2018. Child mortality in South Africa: Fewer deaths, but better data are needed. *South African Medical Journal*, 108(3), 25-32.
- Bennett, J. E., Stevens, G. A., Mathers, C. D., Bonita, R., Rehm, J., Kruk, M. E., Riley, L. M., Dain, K., Kengne, A. P., & Chalkidou, K. 2018. NCD Countdown 2030: worldwide trends in non-communicable disease mortality and progress towards Sustainable Development Goal target 3.4. *The Lancet*, 392(10152), 1072-1088.
- Bora, J. K., Raushan, R., & Lutz, W. (2019). The persistent influence of caste on under-five mortality: Factors that explain the caste-based gap in high focus Indian states. *PLoS ONE*, 14(8), 1–20. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0211086>
- Desai, S., & Alva, S. 1998. Maternal education and child health: Is there a strong causal relationship? *Demography*, 35(1), 71-81.
- Do, M., Babalola, S., Awantang, G., Toso, M., Lewicky, N., & Tompsett, A. 2018. Associations between malaria-related ideational factors and care-seeking behavior for fever among children under five in Mali, Nigeria, and Madagascar. *PloS One*, 13(1), e0191079.
- Getachew, A., Guadu, T., Tadie, A., Gizaw, Z., Gebrehiwot, M., Cherkos, D. H., Menberu, M. A., & Gebrecherkos, T. 2018. Diarrhea Prevalence and Sociodemographic Factors among Under-Five Children in Rural Areas of North Gondar Zone, Northwest Ethiopia. *International Journal of Pediatrics*, 2018.
- Hanmer, L., & White, H. 1998. Under-five mortality in Sub-Saharan Africa. ISS, The Hague.
- Hobcraft, J., & McDonald, J. 1984. Birth intervals.
- Hobcraft, J. N., McDonald, J. W., & Rutstein, S. O. 1985. Demographic determinants of infant and early child mortality: a comparative analysis. *Population Studies*, 39(3), 363-385.
- Hong, R., & Hor, D. 2013. Factors associated with the decline of under-five mortality in Cambodia, 2000-2010: Further analysis of the Cambodia Demographic and Health Surveys. ICF International, DHS Further Analysis Reports No. 84. Calverton, Maryland, USA. Retrieved from <http://dhsprogram.com/pubs/pdf/FA84/FA84.pdf>
- ICF International. 2019. The DHS Program STATcompiler. Funded by USAID. STATcompiler. Retrieved 25 September 2019 <http://www.statcompiler.com/en/>
- Kagabo, D. M., Kirk, C. M., Bakundukize, B., Hedt-Gauthier, B. L., Gupta, N., Hirschhorn, L. R., Ingabire, W. C., Rouleau, D., Nkikabahizi, F., & Mugeni, C. 2018. Care-seeking patterns among families that experienced under-five child mortality in rural Rwanda. *PloS One*, 13(1), e0190739.
- Maniruzzaman, M., Suri, H. S., Kumar, N., Abedin, M. M., Rahman, M. J., El-Baz, A., Bhoot, M., Teji, J. S., & Suri, J. S. 2018. Risk factors of neonatal mortality and child mortality in Bangladesh. *Journal of global health*, 8(1).
- Meghir, C., Palme, M., & Simeonova, E. 2018. Education and mortality: Evidence from a social experiment. *American Economic Journal: Applied Economics*, 10(2), 234-256.

- Mosley, W. H., & Chen, L. C. 1984. An analytical framework for the study of child survival in developing countries. *Population and Development Review*, 10(0), 25-45.
- Mosley, W. H., & Chen, L. C. 2003. An analytical framework for the study of child survival in developing countries. *Bulletin of the World Health Organization*, 81, 140-145.
- Negera, A., Abelti, G., Bogile, T., Gebrelassie, T., & Person, R. 2013. An analysis of the trends, differentials, and key proximate determinates of infant and under-five mortality in Ethiopia: Further analysis of the 2000, 2005, and 2011 Demographic and Health Surveys. ICF International, DHS Further Analysis Reports No. 79. Calverton, Maryland, USA. Retrieved from <http://dhsprogram.com/pubs/pdf/FA79/FA79.pdf>
- Pajuelo, M. J., Huaynate, C. A., Correa, M., Malpartida, H. M., Asayag, C. R., Seminario, J. R., Gilman, R. H., Murphy, L., Oberhelman, R. A., & Paz-Soldan, V. A. 2018. Delays in seeking and receiving health care services for pneumonia in children under five in the Peruvian Amazon: a mixed-methods study on caregivers' perceptions. *BMC Health Services Research*, 18(1), 149.
- Rutstein, S. O., Ayad, M., Ren, R., & Hong, R. 2009. Changing health conditions and the decline of infant and child mortality in Benin: Further analysis of the 2006 Benin Demographic and Health Survey. ICF Macro, DHS Further Analysis Reports No. 65. Calverton, Maryland, USA. Retrieved from <http://dhsprogram.com/pubs/pdf/FA65/FA65.pdf>
- Rutstein, S. O., & Rojas, G. 2006. Guide to DHS statistics. Calverton, MD: ORC Macro. Retrieved from <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.431.8235&rep=rep1&type=pdf>
- Shonkoff, J. P., Richter, L., van der Gaag, J., & Bhutta, Z. A. 2012. An integrated scientific framework for child survival and early childhood development. *Pediatrics*, 129(2), e460-e472. doi:10.1542/peds.2011-0366.
- Spencer, N. 2018. *Poverty and child health*: CRC Press.
- Winter, R., Pullum, T., Langston, A., Mivumbi, N. V., Rutayisire, P. C., Muhoza, D. N., & Habika, S. 2013. Trends in neonatal mortality in Rwanda, 2000-2010: Further analysis of the Rwanda Demographic and Health Surveys. ICF International, DHS Further Analysis Reports No. 88. Calverton, Maryland, USA. Retrieved from <http://dhsprogram.com/pubs/pdf/FA88/FA88.pdf>
- You, D., Hug, L., Ejdemo, S., Idele, P., Hogan, D., Mathers, C., Gerland, P., New, J. R., & Alkema, L. 2015. Global, regional, and national levels and trends in under-5 mortality between 1990 and 2015, with scenario-based projections to 2030: a systematic analysis by the UN Inter-agency Group for Child Mortality Estimation. *The Lancet*, 386(10010), 2275-2286.

Annexe

Tableau A.1 : Répartition des taux de mortalité néonatal et infanto-juvénile par département

Département	Taux de mortalité néonatale			Taux de mortalité infanto-juvénile		
	Taux	Intervalles de confiances		Taux	Intervalles de confiances	
Alibori	27,6	21,7	33,4	97,6	87,6	107,7
Atacora	27,1	20,5	33,7	122,1	107,7	136,4
Atlantique	42,5	34,0	51,1	108,3	95,3	121,3
Borgou	30,6	25,4	35,8	86,7	75,8	97,6
Collines	37,3	28,5	46,0	103,3	90,7	115,9
Couffo	30,1	21,1	39,1	112,4	95,4	129,4
Donga	44,7	34,3	55,1	129,2	112,8	145,6
Littoral	23,6	16,2	31,0	63,7	50,1	77,3
Mono	36,5	26,1	46,9	104,2	86,0	122,4
Ouémé	16,1	10,7	21,6	73,7	59,7	87,7
Plateau	43,0	31,4	54,6	119,4	99,0	139,7
Zou	35,7	27,4	43,9	107,7	93,0	122,4
Ensemble	30,0	26,2	33,9	96,2	90,7	101,8