



DEMOSTAF

Demography Statistics for Africa

WORKING PAPER n°8

Inégalités géographiques de mortalité infanto-juvénile au Burkina Faso : une analyse des recensements de 1996 et 2006

Hervé Bassinga, Abdramane Bassiahi Soura

Janvier 2021



Ce working paper est prévu pour contribuer à l'ouvrage collectif *Enjeux démographiques en Afrique subsaharienne : Promouvoir et confronter les sources statistiques* issu du projet DEMOSTAF. Il a été relu par deux des éditeurs scientifiques de l'ouvrage ainsi qu'un évaluateur externe que nous remercions pour sa relecture attentive.

This working paper is a contribution to the collective book *Enjeux démographiques en Afrique subsaharienne : Promouvoir et confronter les sources statistiques* from the DEMOSTAF project. It has been reviewed by two of the book's scientific editors and an external reviewer whom we thank for his/her careful review.

Les éditeurs scientifiques / The scientific editors : Géraldine Duthé, Aurélien Dasré, Binta Ndeye Dieme, Bruno Masquelier, Marc Pilon, Clémentine Rossier, Abdramane Bassiahi Soura, Madeleine Wayack Pambè.

DEMOSTAF en quelques mots

- Un financement de 4 ans (2016-2019) au titre du programme-cadre de recherche et d'innovation Horizon 2020 de l'Union européenne dans le cadre de l'accord de subvention Marie Skłodowska-Curie n°690984.
- Un consortium de 14 institutions académiques et 4 instituts africains de statistique pour avancer sur des questions de population émergentes en Afrique subsaharienne en valorisant les données démographiques, en particulier celles produites par les offices nationaux de statistiques
- Une centaine de participants (chercheurs, doctorants et ingénieurs) dont les deux tiers engagés dans des mobilités d'au moins 1 mois entre les institutions.

DEMOSTAF in a few words

- A funding for 4 years (2016-2019) from the European Union's Horizon 2020 research and innovation programme under the Marie Skłodowska-Curie grant agreement n°690984.
- A consortium of 14 academic institutions and 4 African statistical offices to advance on emerging population issues in sub-Saharan Africa, promoting demographic data, those from public statistics in particular.
- Over 100 individual participants (researchers, PhD students and engineers), 2/3 were involved in secondments of at least one month between partner institutions.

demostaf.site.ined.fr



Inégalités géographiques de mortalité infanto-juvénile au Burkina Faso : une analyse des recensements de 1996 et 2006

Hervé Bassinga^{a,b,1}, Abdramane Bassiahi Soura^b

^a Institut national de la statistique et de la démographie (INSD), Burkina Faso

^b Institut Supérieur des Sciences de la Population, Université Joseph Ki-Zerbo de Ouagadougou

Résumé

La nécessité de localiser l'action publique pour qu'elle soit au plus près des besoins de la population exige la prise en compte des différences spatiales dans l'analyse des phénomènes démographiques. A partir des données des recensements du Burkina Faso (1996 et 2006), nous étudions les disparités spatiales entre provinces de la mortalité des enfants de moins de cinq ans aux milieux des années 1990 et 2000 et analysons les rythmes de changement de ces disparités au cours du temps. L'estimation des quotients de mortalité se base sur une méthode indirecte en raison des limites inhérentes aux déclarations des décès des douze derniers mois.

Il ressort que la mortalité dans l'enfance varie considérablement à l'échelle des provinces (de 136‰ à 293‰ et de 93‰ à 297‰ respectivement aux milieux des années 1990 et 2000). L'examen cartographique montre une structuration spatiale bipolaire de la mortalité, beaucoup plus perceptible au début des années 2000. Les provinces proches de la bande frontalière du pays présentent un niveau de mortalité relativement plus élevé que celles proches de la province centrale du Kadiogo qui abrite la capitale politique du pays. Une telle physionomie n'est pas observée pour l'ensemble des provinces proches de la province du Houet qui abrite la capitale économique du pays.

¹ Correspondance : singa05herve@gmail.com

Introduction

La littérature scientifique abonde de travaux empiriques sur la mortalité des enfants dans les pays en développement. Ils portent en majorité sur les tendances et les inégalités sociales de cette mortalité (Ngatchou, 1990; Akoto, 1993 ; Adeolu et al., 2016 ; Maïga, 2016; Adewusi et al., 2018 ; Antai, 2011 ; Akinyemi *et al.*, 2017; Garenne 2010 ; Boco, 2011; Bockerhoff et Hewett, 2000; Tabutin et Schoumaker, 2004 ; Keats et al., 2018). Grâce aux Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS), on peut par exemple affirmer que la mortalité dans l'enfance en Afrique subsaharienne est, comme partout ailleurs, en association inverse avec l'éducation des mères (ou des couples) et leur niveau de vie. On peut également affirmer que les enfants du milieu rural souffrent souvent de surmortalité comparativement à leurs homologues du milieu urbain. Ces trois variables d'identification sociale (éducation, niveau de vie, milieu de résidence) sont des déterminants couramment pris en compte dans les analyses différentielles de la mortalité des enfants (Baya, 1998 ; Ngatchou, 1990; Akoto, 1993 ; Adeolu et al., 2016 ; Maïga, 2016; Adewusi et al., 2018) en raison de leurs fortes relations avec cette dernière, tant au niveau individuel qu'au niveau agrégé. Plusieurs autres inégalités de mortalité (suivant le sexe (Tabutin et al., 2001; cité par Tabutin et Schoumaker, 2004)), le rang de naissance (Bocquier, 1991), la religion (Bockerhoff et Hewett, 2000 ; Modiano et al., 1999), l'ethnie (Victoria *et al.*, 2020 ; Bockerhoff et Hewett, 2000), l'occupation des parents (Barbieri, 1991; Duflo, 2012 ; Adeolu et al., 2016), le statut matrimonial de la mère (Soura, 2009) sont souvent évoquées même si la force des relations ainsi que les hypothèses avancées pour établir ces relations varient d'un contexte à l'autre. Par exemple, une surmortalité féminine juvénile (entre 1 et 5 ans notamment) avait été observée par Tabutin *et al.* (2001 ; cité par Tabutin et Schoumaker, 2004) dans près d'un pays sur deux en Afrique subsaharienne. Elle proviendrait d'attitudes discriminatoires entre filles et garçons en matière de santé, et serait visible dans les contextes où le coût de la santé est assez élevé (Gbenyon et Locoh, 1989 cité par Soura, 2009). Un autre exemple est la relation entre la mortalité des enfants et l'ethnie de la mère. Alors que cette variable est considérée comme le reflet de la diversité des cultures et des comportements face à la maladie et aux systèmes de santé (Soura, 2009), Bockerhoff et Hewett (2000) ont montré, à partir d'EDS réalisées dans les années 1990 dans plusieurs pays d'Afrique subsaharienne que les différences de mortalité infanto-juvénile entre ethnies sont en partie liées aux inégalités socio-économiques entre ces dernières.

Si les inégalités sociales de la mortalité des enfants en Afrique subsaharienne sont bien documentées, les études concernant les inégalités spatiales sont quant à elles rares. Il est vrai que les rapports d'analyse officiels des EDS présentent une description du niveau de mortalité pour chacune des grandes régions du pays, mais celles portant sur des échelles plus petites telles que la province ou le département sont rarissimes. Pourtant, à ces échelles, on peut observer des variations considérables

du risque de décès en raison de distributions spatiales inégales des facteurs de risques environnementaux, socio-économiques ou culturels, et du fait des différences d'offre de soins (Garrett and Reid, 1994; Rican et al., 2003 ; Zewdie and Adjiwanou, 2018). Ces variations infrarégionales posent la nécessité de localiser l'action publique pour qu'elle soit plus près des besoins de la population. Les estimations précises de la mortalité à de telles échelles sont donc importantes pour la planification des politiques et l'évaluation des programmes d'intervention. Ces programmes devraient être conçus au niveau local en prenant en compte ces déterminants locaux (Singh and Masquelier, 2018). Cela accélérerait les progrès vers deux cibles des Objectifs de Développement Durable (ODD), à savoir l'ODD 3 qui est de faire reculer la mortalité et l'ODD 10 qui vise une réduction des inégalités entre les entités administratives.

Ce chapitre veut contribuer à combler le déficit de connaissances sur les inégalités spatiales infrarégionales de mortalité des enfants en Afrique subsaharienne. S'appuyant sur les données de deux recensements du Burkina Faso, il a pour objectifs de décrire à l'échelle des 45 provinces du pays, les disparités de mortalité infanto-juvénile au milieu des années 1990 et des années 2000, et d'analyser les disparités spatiales dans les rythmes de changement de mortalité.

Pour ce faire, il est structuré en trois parties. La première est consacrée à la présentation des sources de données, à la description de la méthode d'estimation des quotients de mortalité, à l'analyse de la vraisemblance des quotients estimés par rapport à des données de sources externes. Dans cette partie, nous établissons également une classification des provinces en groupes selon leurs niveaux de mortalité des enfants de moins de cinq ans. La deuxième et la troisième partie sont respectivement consacrées à l'analyse descriptive des inégalités spatiales de la mortalité aux deux dates et à celle des changements de mortalité ayant eu lieu sur ladite période.

S'inscrivant dans l'optique de mettre en évidence les différences spatiales de mortalité à l'échelle des provinces, la deuxième partie vise également à explorer une structuration dichotomique centre-périphérie de la géographie de la mortalité (Huriot et Perreur, 1995; Dwyer-Lindgren et al., 2014; Zewdie et Adjiwanou, 2018). En d'autres termes, il s'agit de vérifier l'existence d'une dichotomie entre provinces périphériques et provinces centrales en termes de niveau de mortalité (H1), hypothèse liée en partie à un déséquilibre d'infrastructures socio-sanitaires au détriment des provinces périphériques. Elle émerge de la théorie du centre-périphérie, théorie qui définit le centre comme une position spatiale privilégiée. De ce fait, les provinces proches des capitales politique (Kadiogo) et économique (Houët) devaient avoir une mortalité relativement faible par rapport aux autres. Ces provinces bénéficieraient de plusieurs avantages en raison de leur proximité avec les capitales.

La troisième partie quant à elle, se consacre à la vérification de deux autres hypothèses. Il s'agit de celle d'une baisse de la mortalité des enfants dans la plupart des provinces à des rythmes différents (H2), hypothèse liée en partie à l'effort constant de l'État en vue d'une amélioration de la santé de la population. Nous nous attendons en particulier à une baisse plus importante dans les provinces qui avaient les plus fortes mortalités au milieu des années 1990 compte tenu du ciblage géographique que privilégie en général les politiques de santé en investissant plus d'efforts dans les contextes ayant les plus mauvais indicateurs de santé (Rican and Vaillant, 2009; Dwyer-Lindgren et al, 2014, Macharia et al, 2019). Subsidiairement, nous vérifierons si la baisse de la mortalité des enfants a été observée dans toutes les sous-populations définies sur la base du niveau d'éducation maternelle (à fréquenté une école d'enseignement formel ou non) qui est considéré comme le déterminant le plus puissant de la mortalité des enfants dans les pays en développement. Cette dernière partie nous permettra de tester la troisième hypothèse (H3) qui est celle d'une réduction des inégalités de mortalité suivant l'éducation des mères dans la quasi-totalité des provinces grâce aux politiques sanitaires basées sur le ciblage des populations les plus défavorisées (Fassin, 2007).

1. Estimation des quotients de mortalité

1.1. Sources de données et méthodes

L'étude des inégalités spatiales de mortalité des enfants à l'échelle des provinces du Burkina Faso nécessite un échantillon de taille élevée que ne peut fournir les enquêtes classiques de type EDS réalisées dans le pays. Même si ces EDS ont l'avantage de collecter l'histoire génésique complète des mères, mieux adaptée à l'étude de la mortalité des enfants, elles ne sont représentatives qu'au niveau national et à l'échelle des régions et des milieux de résidence (INSD et ORC Macro, 2004 ; INSD et ICF International, 2012). Pour pallier ces insuffisances, nous recourons principalement aux données des recensements. Ces données sont exhaustives à l'échelle de la province. Il s'agit des recensements de 1996 et 2006. Ceux-ci constituent les deux derniers recensements dont les données sont disponibles et qui couvrent la période d'intérêt de notre étude. Un échantillon de 50% des ménages tirés aléatoirement de ces recensements a été mis à notre disposition par l'Institut National de la Statistique et de la Démographie du Burkina Faso.

Les données que nous utilisons pour l'estimation de la mortalité des enfants sont la parité de la femme au moment du recensement et le nombre total d'enfants décédés classés par groupe d'âges quinquennaux des femmes. En effet, en ignorant les dates de naissances des personnes décédées sur la période des douze mois avant la date de la collecte et en considérant comme dénominateur les résidents à la date de la collecte, le recensement de 1996 arrive à une mesure approximative des taux de mortalité. En, 2006, le bureau central du recensement avait montré également que la qualité

des informations sur les décès des 12 derniers mois conduisait à une sous-estimation large de la mortalité des enfants, rendant ainsi douteuse une mesure directe des niveaux de cette mortalité (Baya et al., 2009). L'approche indirecte avait été alors privilégiée dans le rapport d'analyse officiel de ce recensement (Baya et al., 2009).

L'estimation indirecte de la mortalité est un palliatif aux difficultés pratiques et aux coûts financiers liés à une collecte de données sur l'histoire génésique complète des femmes en âge de procréer (Hill, 2017). Inspirée de Brass, cette méthode part d'un schéma de mortalité pour obtenir des quotients de mortalité sur la base d'une conversion des proportions d'enfants décédés chez les mères regroupées en classes d'âges. Elle a connu des améliorations au fil du temps avec l'introduction d'une variété de modèles reflétant différents schémas de fécondité et de mortalité afin de mieux contextualiser les estimations. Ainsi, des méthodes innovatrices comme celle de Trussell² ou celle de Palloni and Heligman (1985) ont été proposées pour évaluer la date de référence des estimations issues de chaque groupe d'âges ou de durées. La méthode de Trussell que nous avons utilisée est une extension de la méthode de Brass et qui intègre les tables-types de Coale et Demeny. Cette méthode, reprise par Hill (2017), fait l'objet d'une référence consensuelle, recommandée par les Nations Unies pour l'estimation de la mortalité des enfants (voir par exemple le manuel X des Nations Unies (1984) ou Moultrie et al (2017). Elle a donc déjà été utilisée par plusieurs auteurs qui ont analysé la mortalité des enfants estimée par approche indirecte (Wood et Lovell, 1992 ; Sastry, 2004 ; Soura, 2009 ; Rajaratnam *et al*, 2010 ; Arku *et al* 2016 ; Verhulst, 2016 ; Singh et Masquelier, 2018).

La méthode présume que la proportion d'enfants décédés parmi les enfants nés de femmes, classées par groupe d'âge quinquennal, reflète le niveau de la mortalité des jeunes enfants (Hill, 2017)³.

Il faut noter que les informations fournies par les femmes de 15-19 ans, 20-24 ans, 25-29 ans et 30-34 ans permettent d'estimer respectivement les risques de décès avant l'âge de 1 an, 2 ans, 3 ans et 5 ans (1q0, 2q0, 3q0 et 5q0). On ignore souvent les femmes de plus de 35 ans car les informations fournies par ces dernières reflètent une situation de mortalité plus ancienne (parfois au-delà de 15 ans), et les omissions d'évènements croissent avec l'âge (Sastry, 2004). De même, comme le fait remarquer Hill (2017), les estimations tirées des femmes de 15-19 ans sont très peu fiables compte tenu des petits effectifs de naissance et d'une surmortalité systématique des enfants de mères adolescentes. Ce constat est fait également sur les déclarations du groupe d'âge 20-24 ans (Verhulst, 2016). En conséquence, nous ne considérerons que les estimations fournies par les femmes des groupes d'âges 25-29 ans et 30-34 ans. Nous convertirons 3q0 et 5q0 estimés respectivement avec

² Méthode décrite dans le Manuel X des NATIONS UNIES. Voir NATIONS UNIES (1984).

³ Pour plus de détails sur les équations de la méthode, se référer à Hill (2017).

les données des groupes 25-29 ans et 30-34 ans en $5\hat{q}_0$ au moyen de modèle-type de mortalité. Nous proposons ensuite comme mesure de la mortalité au niveau de chaque province, la moyenne des deux quotients de mortalité, c'est-à-dire, ceux mesurés à partir des deux groupes d'âges retenus.

1.2. La vraisemblance externe des résultats

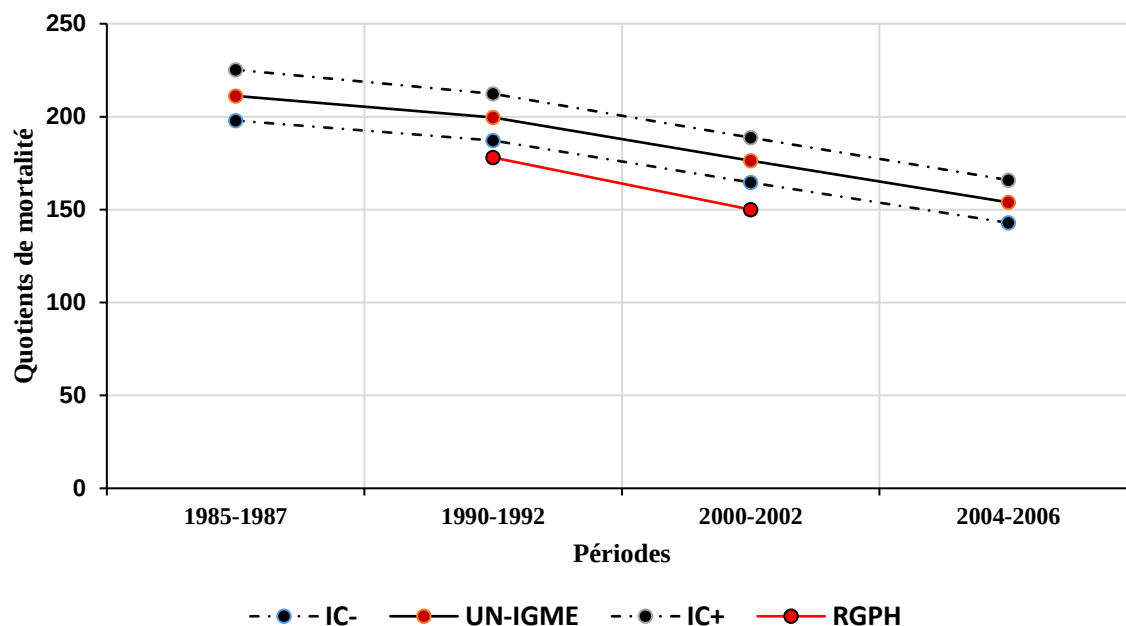
Plusieurs auteurs soutiennent que les techniques indirectes demeurent un accommodement intéressant mais peuvent être entachées de limites si les hypothèses de la méthode ne sont pas respectées (Hill, 2017 ; Valkovics, 1991 ; Groenewold et al., 2007). Pour Garenne (1981), les limites de ces méthodes sont liées entre autres à la structure parfois atypique de la mortalité dans les pays en développement, aux erreurs de déclarations d'âges et à la sous-déclaration des décès précoces. Les estimations indirectes, par le fait qu'elles soient le plus souvent approximatives, restent donc imparfaites par nature, d'où la nécessité de les confronter à d'autres sources afin d'évaluer leur niveau de vraisemblance (Soura, 2009).

Il ressort que pour chacun des deux recensements considérés, nos estimations sont proches des valeurs contenues dans les rapports publiés (INSD, 2000 et Baya et al., 2009), précisément 174‰ et 142‰ respectivement en 1996 et 2006. Pour ces deux dates, nos estimations sont respectivement de 178‰ et 150‰. Les quelques écarts qu'on peut relever par rapport aux résultats officiels (4 points en 1996 et 8 points en 2006) peuvent être considérés comme négligeables au regard du niveau élevé de la mortalité dans le pays.

Cependant, en comparant nos quotients à ceux du Groupe Inter-agences des Nations Unies pour l'estimation de la mortalité des enfants (UN IGME), il ressort d'énormes écarts. Il faut noter que ces estimations ont été obtenues directement sur leur site. Elles sont déduites d'un modèle statistique qui reconstitue des tendances lissées et annuelles sur la base de l'ensemble des sources de données existantes y compris les recensements⁴. Nous avons calculé une moyenne de leurs quotients de mortalité et les intervalles de confiance associés (à 95%) pour les périodes 1990-1992 et 2000-2002, période de référence de nos quotients. Ces moyennes sont estimées respectivement à 200‰ et 176‰ avec les intervalles de confiance suivants : [187 ; 213] et [165 ; 189]. Nos estimations (178‰ et 150‰) sont légèrement en dessous de ces intervalles, ce qui indique une sous-estimation de la mortalité (Cf. graphique 1).

⁴ Le recensement de 1996 du Burkina Faso n'a pas été pris en compte dans les estimations de UN-IGME.

Graphique 1 : Évolution de la mortalité des enfants de moins de cinq ans selon les données de l'IGME et du recensement



Au vu de la sous-estimation de la mortalité des enfants par les recensements, nous avons calculé un facteur correcteur pour chaque recensement en référence aux valeurs moyennes issues des estimations de l'IGME. Ces facteurs obtenus par le calcul du rapport entre estimation de l'IGME et estimation issue du recensement sont de 1,12 et 1,18 respectivement au recensement de 1996 et de 2006. Dans la suite de ce papier, nous corrigeons les quotients à l'échelle des provinces par ces facteurs en émettant l'hypothèse d'une sous-estimation de la mortalité, uniforme à toutes les provinces.

1.3. Regroupement en classes de mortalité : la méthode de Jenks

Il existe plusieurs méthodes pour la construction de classes pouvant permettre une lecture visuelle des inégalités à partir d'un indicateur quantitatif. Les plus connues et auxquelles font recours le plus souvent les géographes, sont les méthodes des intervalles égaux et des quantiles (qui permettent de construire respectivement des classes d'amplitudes égales et des classes d'effectifs égaux), la méthode de Q6 (qui effectue une discrétisation en fonction des quartiles avec isolement des valeurs extrêmes), la méthode de Moyenne et écart-type (qui permet de créer des classes en fonction de la valeur de l'écart-type et de la moyenne mais limitée dans le choix du nombre de classes) et la méthode des Seuils naturels ou algorithme de Jenks qui permet de créer le nombre de classes souhaité en minimisant la variance intra-classe et en maximisant la variance inter-classe (Cauvin-Reymond et al., 1987 ; Salem et al., 1999). Nous optons ici pour cette dernière méthode qui offre une discrétisation optimale (Rican, 1999 ; Salem et al., 1999). Il s'agit d'un processus itératif par

l'entremise de ruptures distinctes dans le jeu de données afin de porter le choix sur les scissions arborant la plus petite variance intra-classe (Cauvin-Reymond et al., 1987; Rican, 1999 ; Salem et al., 1999). Selon la méthode de Jenks, le nombre de classes est a priori fixé par l'utilisateur. Nous avons choisi de constituer 5 classes de mortalité qui nous permettent de donner une lisibilité aisée des cartes élaborées.

Dans le souci de préserver les mêmes classes de mortalité en 1996 et en 2006 afin d'offrir une meilleure appréhension des changements, la discrétisation a été faite sur les estimations d'un des recensements. En d'autres termes, nous avons appliqué la méthode de Jenks sur le recensement de 2006 et nous avons conservé le même découpage au recensement de 1996. Le même processus a ensuite été fait en considérant le recensement de 1996 comme référence (voir annexe). Les classes les plus homogènes sont présentées dans le tableau 1 avec quelques caractéristiques. La classification donne une variance ajustée égale à 0,93 en 2006 et 0,89 en 1996, ce qui dénote d'un bon ajustement. Ces classes se distinguent par des effectifs inégaux et des écart-types différents mais relativement faibles. Ces écart-types vont d'une valeur minimale de 8 (classe 202‰-235‰) à une valeur maximale de 17 (classe $\geq 235\%$) en 1996. En 2006, les écart-types varient de 8 (classe 202‰-235‰) à 11 (classe 93‰-172‰).

Tableau 1 : Quelques caractéristiques des typologies construites

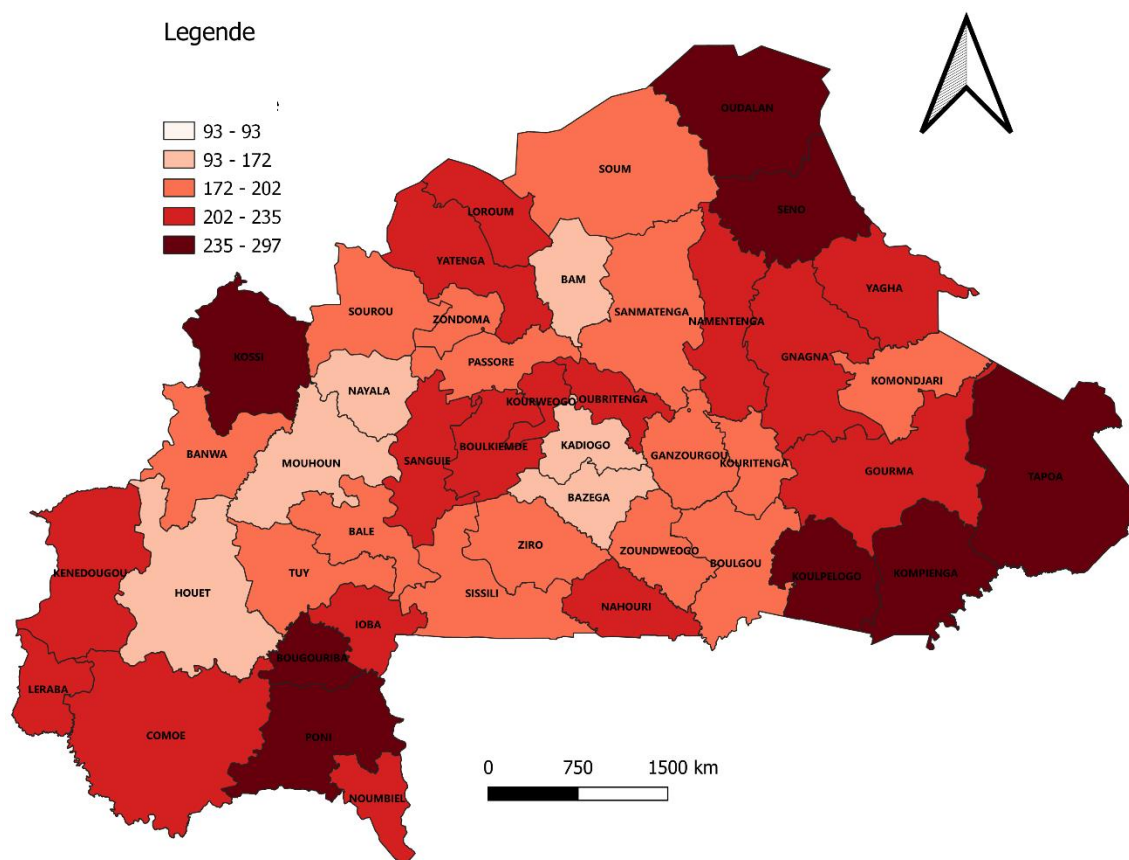
Recensement de 1996				
Valeurs des quotients	Valeurs extrêmes observées	Moyenne	Ecart-type	Nombre de provinces par niveau
93‰	-	-	-	-
93‰-172‰	136-168	157	12	6
172‰-202‰	176-202	188	10	15
202‰-235‰	203-230	217	8	16
≥235‰	240-293	258	17	8
Total	136-293	207	33	45
Variance ajustée	0,89			
Recensement de 2006				
Valeurs des quotients	Valeurs extrêmes observées	Moyenne	Ecart-type	Nombre de provinces par niveau
93‰	93	93	-	1
93‰-172‰	135-172	158	11	17
172‰-202‰	175-202	188	9	15
202‰-235‰	207-235	221	8	11
≥235‰	297-297	297	-	1
Total	93-253	185	34	45
Variance ajustée	0,93			

Source : RGPH 1996 et 2006 (calcul des auteurs).

2. Géographie de la mortalité aux recensements de 1996 et 2006

Sur la base de la catégorisation retenue, la géographie de la mortalité issue du recensement de 1996 a une structuration relativement plus hétérogène comparée à celle issue du recensement de 2006 (cartes 1 et 2). Cette structuration plus hétérogène au recensement de 1996 est également perceptible lorsque la catégorisation est faite avec les données de ce recensement (voir annexes 1 et 2).

Carte 1 : Inégalité de mortalité des enfants de moins de cinq ans selon le recensement de 1996

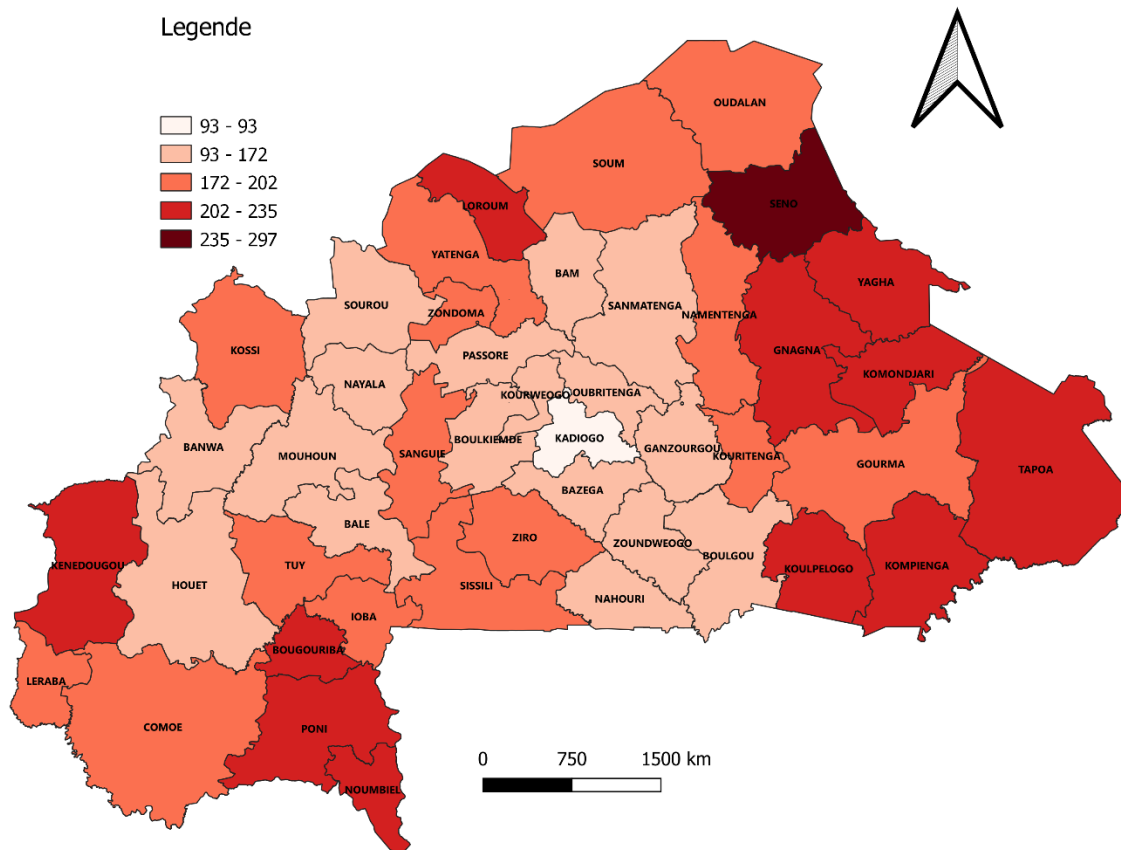


Source : fond de carte IGB, données RGPH 1996.

En 1996, quatre groupes de provinces se dégagent selon leurs niveaux de mortalité. Le premier qui inclut les provinces du Bam, du Bazega, du Mouhoun, du Nayala, du Houet (qui abrite la capitale économique du pays) et du Kadiogo (qui abrite la capitale Ouagadougou) est le groupe ayant la mortalité la plus faible (136‰-168‰). Au-dessus de ces provinces, l'on retrouve d'abord deux groupes intermédiaires. Le premier est constitué de 15 provinces avec un niveau de mortalité compris entre 176‰ et 202‰. Le second groupe intermédiaire, dont la mortalité varie de 203‰ et 230‰ est le plus représenté avec 16 provinces. Il existe enfin un dernier groupe qu'on peut qualifier

de classe à haut risque puisque la mortalité y est supérieure à 235‰ et atteint même 293‰ dans la province du Séno. Ce dernier groupe est constitué de 8 provinces.

Carte 2 : Inégalité de mortalité des enfants de moins de cinq ans selon le recensement de 2006



Source : fond de carte IGB, données RGPH 2006.

En 2006, la province du Kadiogo se distingue en singleton avec un quotient de mortalité de 93‰. La seconde classe de mortalité (135‰ et 172‰), comprend 17 provinces. En troisième position, on a 15 provinces avec une mortalité variant entre 175‰ et 202‰. La quatrième classe, dont le niveau de mortalité est compris entre 207‰ et 235‰ est composée de 11 provinces. Enfin, la dernière classe est un singleton composé de la province du Séno avec une mortalité de 297‰.

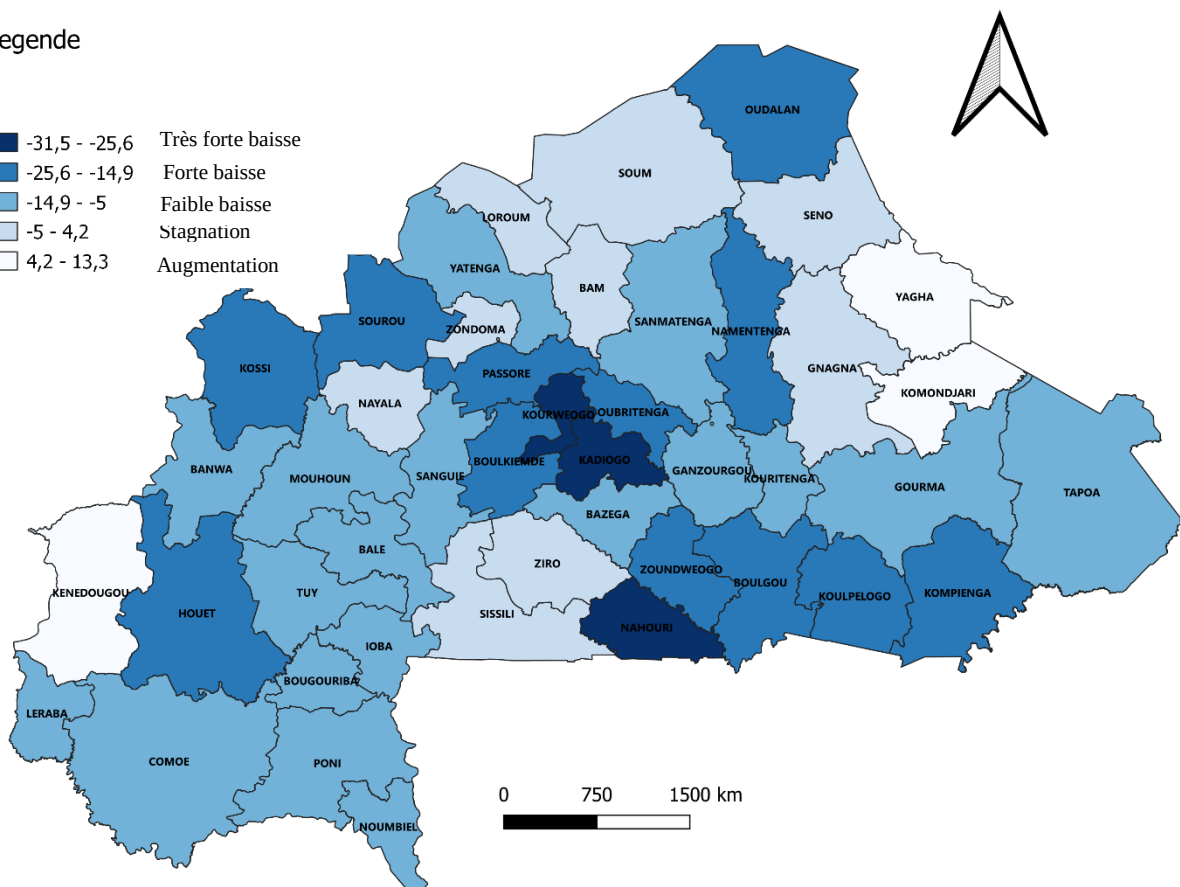
La lecture des cartes 1 et 2 donne à voir une distribution spatiale de la mortalité caractérisée par des niveaux plus élevés dans les provinces particulièrement proches de la bande frontalière notamment dans les zones est, sud-ouest et nord du pays. Ce constat est plus perceptible en 2006, avec une structuration dichotomique centre-périphérique où la province du Kadiogo se révèle être celle qui a le niveau de mortalité le plus faible (93 ‰). Cette dualité centre-périphérie n'est pas totalement établie autour de la province du Houet qui abrite la capitale économique (Bobo-Dioulasso) du pays, quel que soit le recensement considéré. Il est vrai que par rapport à ses provinces voisines, la province

du Houet bénéficie d'un niveau de mortalité relativement faible. Il en demeure que l'effet escompté sur les provinces environnantes reste relativement modeste comparé à la province du Kadiogo de sorte qu'il y'ait en 2006, autour de la province du Houet, plus de provinces se situant dans des classes de forte mortalité (Bougouriba, Kénédougou, Comoé, Poni, Tuy). Ainsi, l'on pourrait penser que cette province ne se dégage pas comme étant un véritable levier sanitaire pour les provinces environnantes en dépit de son niveau de développement économique et sanitaire relativement meilleur.

L'existence d'une structuration dichotomique centre-périphérie autour de la province du Kadiogo en 2006 n'est pas anodine. En effet, la province du Kadiogo, qui détient les plus faibles risques de mortalité des enfants est celle dont la population est plus instruite, moins pauvre et disposant du plus petit rayon moyen d'action théorique (RMAT) en centres de santé (3,96 km et 2,25 km contre des valeurs moyennes de 9 km et 7,8 km au niveau national respectivement en 1996 et en 2006). A cela s'ajoute la prédominance dans cette province des structures de santé à haute capacité avec un plateau technique amélioré (4 Centre Hospitalier Universitaire (CHU)) et le seul centre de santé spécialisé en pédiatrie (CHU Pédiatrie Charles-De-Gaulles). De ce fait, les provinces environnantes bénéficient d'un certain nombre d'externalités positives. La plupart des provinces à forte mortalité sont par contre celles qui ont un RMAT en centres de santé supérieur à la moyenne nationale et qui présentent également des niveaux d'alphabétisation relativement bas par rapport aux autres. C'est le cas, par exemple, des provinces du Séno (dont RMAT en centres de santé était de 12,12 km et de 11,39 km respectivement en 1996 et en 2006), de la Tapoa (16,64 km et 14,31), du Loroum (9,55 km et 8,93 km), du Koulpelogo (10,61 km et 8,49 km), de la Kompienga (22 km et 18,59 km) et du Yagha (22,75 km et 13,72 km). Ces quelques éléments argumentatifs restent bien sûr hypothétiques en l'absence d'une analyse approfondie où les inégalités de distribution géographique de la mortalité seraient mises en lien avec les caractéristiques provinciales.

Par ailleurs, deux exceptions méritent d'être évoquées. La première est celle portant sur les provinces du Mouhoun, du Nayala et du Bam qui partageaient en 1996 la même classe de mortalité que les provinces du Kadiogo et du Houet, provinces centrales, mais entourées de provinces ayant des niveaux de mortalité infanto-juvénile relativement plus élevés. La deuxième, est celle de la province du Sanguié, qui en 2006, en dépit de sa relative proximité avec le Centre (Kadiogo) et malgré le niveau de mortalité relativement bas de ses provinces voisines, se dégage comme étant une province à forte mortalité. Cet avantage qu'ont les provinces du Mouhoun, du Nayala et du Bam en 1996, et la situation mitigée de celle du Sanguié en 2006, pourraient être mieux expliqués à partir d'éléments de contexte.

Carte 3 : Inégalité de changement de la mortalité des enfants de moins de cinq ans



Page 15 sur 34

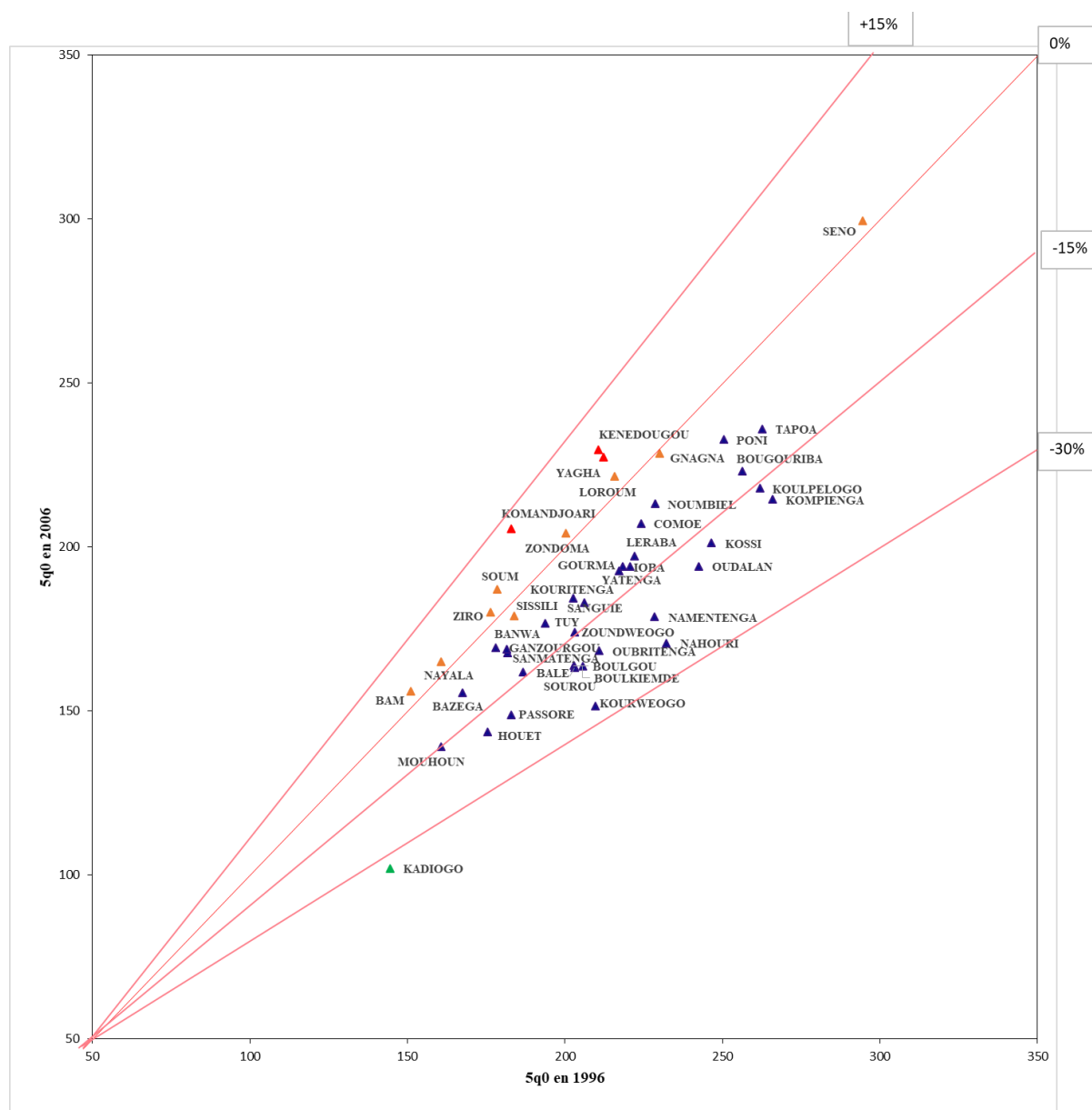
Les baisses les plus faibles ne sont pas non plus majoritairement enregistrées dans les provinces qui avaient les mortalités les plus faibles en 1996. Par exemple, parmi les 5 provinces qui avaient une mortalité inférieure à 168‰, 1 a connu une baisse de 32% (Kadiogo), 1 une baisse de 12% (Mouhoun), 1 une baisse de 7% (Bazega) et 2, une stagnation (Bam et Nayala). Un coefficient de corrélation linéaire, calculé entre le niveau de mortalité en 1996 et la variation relative de la mortalité, fournit en effet une valeur relativement faible de -0,09.

La baisse de la mortalité dans la plupart des provinces pourrait être attribuée, à l'action commune de différentes politiques ou programmes (sanitaire, éducatif, assainissement, etc.) mis en œuvre par les acteurs politiques et institutionnels en vue d'améliorer les conditions de vie des populations et par ricochet la survie des enfants. Ainsi, ces actions auraient soit bénéficié différemment aux provinces, soit été inefficaces dans certaines provinces du fait des différences socioculturelles qui existeraient entre les provinces. Par exemple le pays compte 64 ethnies occupant majoritairement des zones géographiques distinctes. Aux facteurs socioculturels, l'on peut ajouter d'autres facteurs tels que l'environnement et le contexte de développement socioéconomique.

Toutefois, si l'analyse des changements montrent une baisse de la mortalité dans la majorité des provinces, les inégalités provinciales de la mortalité issues des deux recensements ne semblent pas avoir véritablement changé. En effet, nous avons évalué et comparé le niveau d'inégalités provinciales de la mortalité entre les deux recensements en recourant à l'indice de Theil (voir annexe 4). Cet indice est tel que plus sa valeur augmente, plus les unités (les provinces) présentent des différences du point de vue du phénomène étudié qu'est la mortalité des enfants. Il est estimé à 0,012 au recensement de 1996 et à 0,017 à celui de 2006 avec des intervalles de confiances qui chevauchent ([0,008 ; 0,018] et [0,008 ; 0,026] respectivement). Ces résultats suggèrent que les deux recensements gardent le même niveau d'inégalités provinciales de mortalité infanto-juvénile.

Par ailleurs, une analyse de l'évolution de la mortalité des enfants selon le niveau d'instruction de la mère entre les deux recensements porte à croire que les efforts déployés pour réduire les inégalités de santé ont entraîné une baisse de la mortalité des enfants de mères non instruites dans la plupart des provinces. En effet, en considérant cette sous-population, il ressort que la mortalité a connu une baisse sensible dans toutes les provinces à l'exception de celles du Bam, de la Gnagna, du KénéDougou, de la Komondjari, du Loroum, du Nayala, du Séno, de la Sissili, du Soum, du Yagha, du Ziro et du Zandoma qui ont connu soit une hausse, soit une relative stagnation.

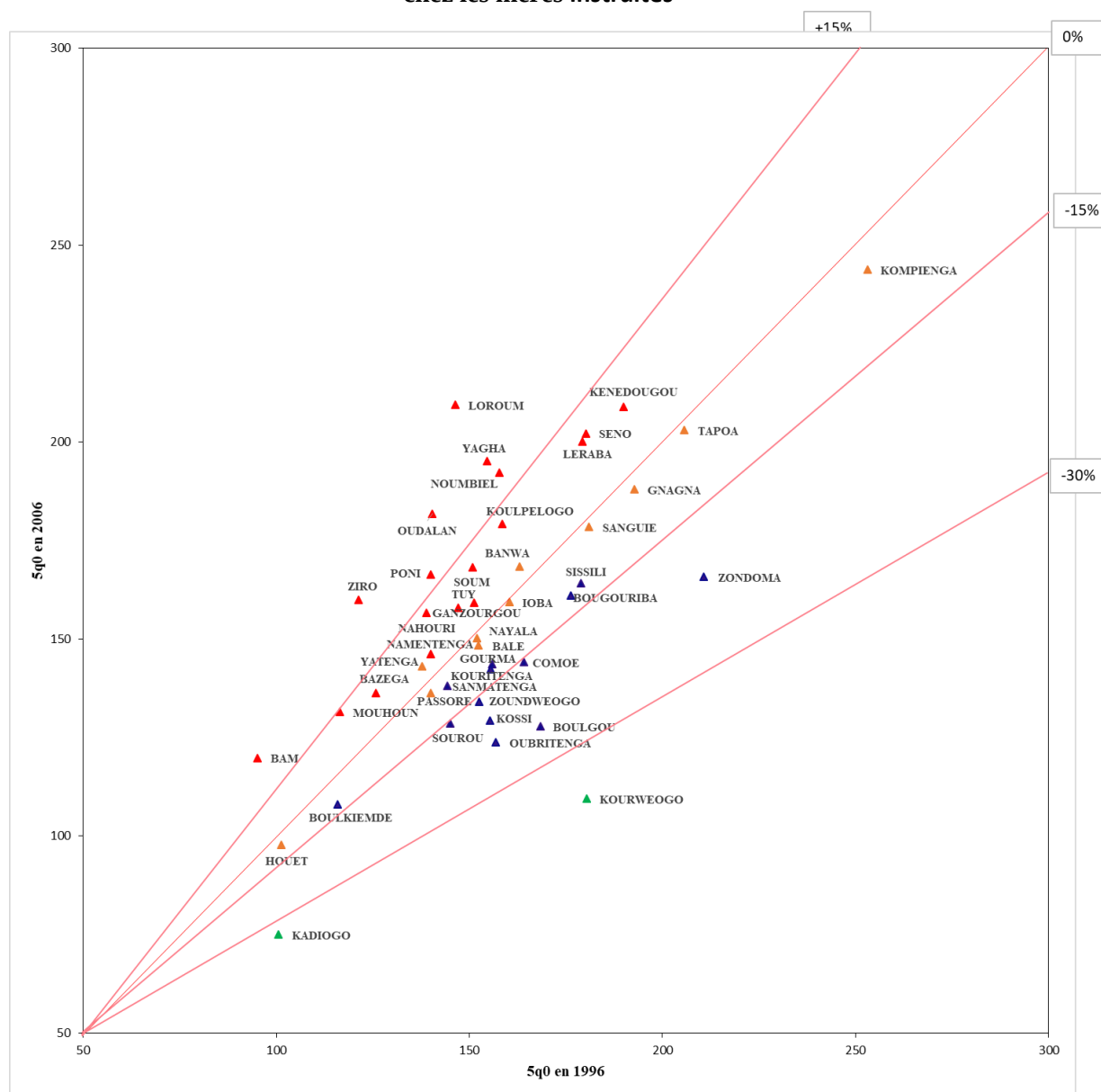
Graphique 3 : Évolution de la mortalité des enfants de moins de cinq ans entre 1996 et 2006 chez les mères non instruites



Quant aux enfants de mères instruites, une analyse des changements de leur mortalité donne à voir à travers le graphique 4 que dans trente (30) provinces sur les quarante-quatre⁵ (44), la mortalité a connu soit une stagnation, soit une évolution à la hausse.

⁵ Des problèmes de petits effectifs d'événements ont rendu impossible le calcul du quotient de mortalité des enfants de mères instruites dans la province de la Komondjari au recensement de 1996.

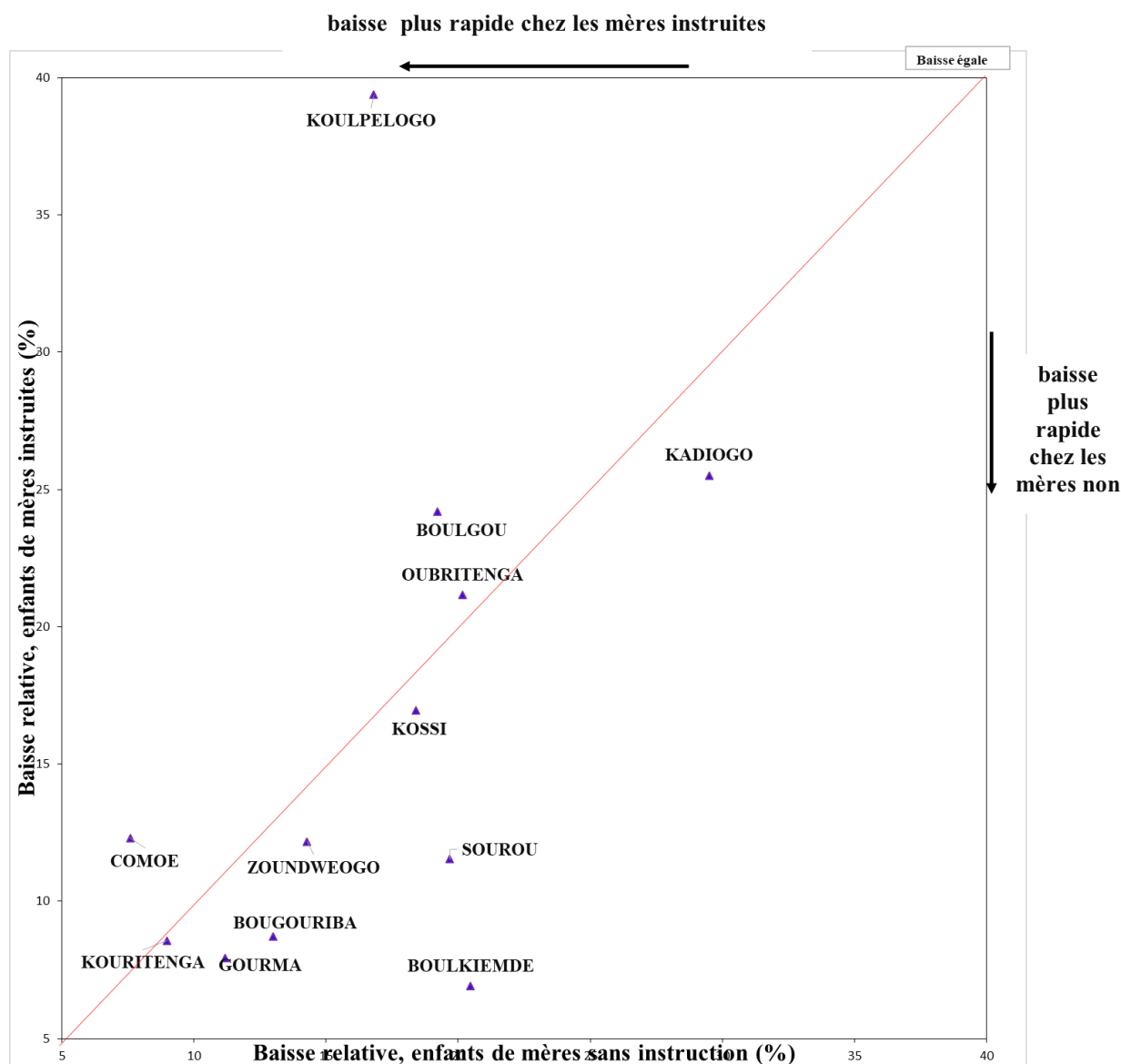
Graphique 4 : Évolution de la mortalité des enfants de moins de cinq ans entre 1996 et 2006 chez les mères instruites



Source : données RGPH 1996 et 2006

Quant au rythme de la baisse de la mortalité selon l'instruction des mères, il s'est opéré de façon inégale d'une sous-population à l'autre. Il s'est effectué de façon plus rapide dans la majorité des provinces pour les enfants de mères sans instruction comparativement à ceux de mères instruites (graphique 5). Les quelques exceptions concernent les provinces du Boulgou, de la Comoé, de l'Oubritenga, et du Koulpelogo, situées dans le triangle supérieur. Dans la province du Kouritenga en particulier, la mortalité a baissé à un rythme relativement similaire dans les deux sous-populations.

Graphique 5 : Comparaison de la baisse relative de la mortalité entre enfants de mères sans instruction et enfants de mères instruites



Source : données RGPH 1996 et 2006.

Si l'analyse montre que la mortalité des enfants de mères sans instruction a baissé plus rapidement que dans l'autre groupe, elle reste néanmoins plus élevée comparativement aux enfants de mères instruites dans la plupart des provinces, aussi bien au milieu des années 1990 qu'à celui des années 2000. En effet, au recensement de 1996, les rapports de surmortalité calculés sont supérieurs à 1 dans toutes les provinces sauf dans le Zandoma (graphique 6). En 2006, c'est deux provinces qui font exception avec un rapport de surmortalité inférieur à 1 : Leraba (0,99) et Kompienga (0,88). Il demeure toutefois difficile de tirer une conclusion pouvant expliquer une sous-mortalité des enfants de mères sans instruction même si l'on peut postuler sur une possible meilleure déclaration des décès chez les mères instruites, ces dernières étant plus disposées à se souvenir des faits historiques

mère se sont renforcées, les autres provinces ont vu les écarts de mortalité réduits au cours de la période étudiée. Parmi ces dernières, celle de l'Oudalan et du Nahouri ont vu leurs rapports de surmortalité des enfants des mères non instruites baisser respectivement de plus de 38% et de 35% et 12 provinces (Bam, Boulkiemdé, Houet, Kompienga, Koulpelogo, Léraba, Loroum, Mouhoun, Noumbiel, Namentenga, Passoré, Poni, Yagha, Yatenga, Ziro) l'ont été à plus de 15%.

Conclusion

L'évaluation des Objectifs du Millénaire pour le Développement fait ressortir qu'en 2015, la plupart des pays de l'Afrique Subsaharienne dont le Burkina Faso n'avaient pas atteint l'objectif n°4 qui visait une réduction de la mortalité infanto-juvénile de deux-tiers depuis 1990. Cependant, des lueurs d'espoirs se trouvaient mises en lumière à travers cette évaluation dans certaines subdivisions administratives tant l'effet des actions s'est fait ressentir diversement à l'intérieur d'un même pays. Cela évoque l'importance et l'ultime nécessité de disposer d'estimations sur les niveaux et tendances de la mortalité à des échelles sub-nationales pour mieux évaluer les actions de développement en vue de réduire les inégalités au sein d'un même pays. C'est du reste ce que soutient l'objectif 10 des ODD.

Eu égard de ces enjeux, ce chapitre s'est proposé de décrire la structuration géographique (au niveau des provinces) de la mortalité des enfants de moins de cinq ans au Burkina Faso aux milieux des années 1990 et 2000 ainsi que les changements géographiques de cette mortalité entre ces deux périodes à partir des deux derniers recensements. Pour ce faire, nous avons eu recours à l'estimation des quotients de mortalité infanto-juvénile à travers la méthode d'estimation indirecte de Brass.

Il ressort de nos estimations que la mortalité dans l'enfance au niveau provincial varie d'une valeur minimale de 136 pour mille à une valeur maximale de 293 pour mille au recensement de 1996. Ces valeurs sont respectivement de 93 et de 297 pour mille au recensement de 2006. L'examen cartographique de la mortalité des enfants de moins de cinq ans au Burkina Faso à l'échelle des provinces, révèle que cette mortalité est structurée selon une logique centre-périphérie autour de la province du Kadiogo (abritant la capitale politique) en 2006 et dans une moindre évidence en 1996. Cette exploration descriptive fondée sur la théorie centre-périphérie sur laquelle nous avons postulé (*hypothèse 1*) est partiellement avalisée en ce sens qu'elle n'apparaît pas évidente pour la province du Houet (qui abrite la capitale économique), pourtant considérée elle aussi comme une province centrale. Ce résultat qui ne résulte pas en soi d'une analyse comparative entre les deux grandes villes du pays, met cependant en évidence le différentiel de développement socio-sanitaire et socioéconomique entre la capitale politique, lieu privilégié de la prise de décision du pouvoir central

et la capitale économique. L'on pourrait affirmer que la non constitution d'un véritable effet de diffusion de la faible mortalité autour de la province du Houet en 2006 comme c'est le cas pour la province du Kadiogo, est dû au fait que cette province n'était pas aussi développée et était loin d'être un véritable pôle de référence en matière de santé⁶ par rapport aux provinces périphériques. Toutefois, il demeure que la province du Houet présente un niveau de mortalité relativement faible par rapport à la majorité de ses provinces voisines. En la dissociant de la catégorie de provinces centrales (comme le Kadiogo), elle exercerait sans doute un effet de diffusion aux bénéfices des provinces voisines, provinces avec lesquelles elle partage d'ailleurs presque les mêmes niveaux de mortalité. En 1996 par contre, ni la province du Kadiogo, ni celle du Houet, en dépit de leurs positions avantageuses sur les plans politique et économique, n'ont pu agir véritablement de façon généralisée sur le niveau de mortalité de leurs provinces voisines.

Par ailleurs, la description des changements de mortalité montre que la plupart des provinces ont connu une baisse du niveau de la mortalité infanto-juvénile à l'exception de sept provinces. Cette baisse s'est produite à des rythmes différents d'une province à l'autre mais pas de façon plus rapide dans les provinces qui avaient les niveaux de mortalité les plus élevés au recensement de 1996. De ce fait, *l'hypothèse 2* de notre travail est partiellement validée. Toutefois, la baisse de la mortalité s'est accompagnée d'une réduction des inégalités sociales de mortalité dans la majorité des provinces comme l'a montré l'analyse stratifiée suivant le niveau d'instruction de la mère, confirmant ainsi *l'hypothèse 3*.

En confrontation avec d'autres études qui se sont intéressées aux rythmes des changements de la mortalité des enfants, nos résultats ne semblent pas suivre la logique selon laquelle les programmes de lutte contre la mortalité des enfants ciblent davantage les provinces qui présentent les niveaux de mortalité les plus élevés. Cela va à l'encontre de certaines pratiques rencontrées dans d'autres pays. En Zambie par exemple, Dwyer-Lindgren *et al.* (2014) ont montré que les districts qui, en 1980, avaient les taux de mortalité des enfants les plus élevés, sont ceux qui ont connu les plus fortes baisses de la mortalité des enfants en 2010. Dans le même ordre d'idées, Macharia *et al.* (2019) ont conclu pour le cas du Kenya que les programmes de santé ciblent plus particulièrement les zones en mauvaise position, permettant ainsi une baisse plus rapide de la mortalité dans ces zones comparativement aux autres. En admettant qu'une priorisation est bien faite selon le niveau de mortalité des provinces et en supposant que la qualité des données (sous-estimation mise en

⁶ Reconnue autrefois comme le poumon économique du Burkina Faso, la ville de Bobo-Dioulasso, chef-lieu de la province du Houet, a perdu de son lustre d'antan dans les années 1990 avec le déclin de plusieurs industries (Fauré et Labazée, 2002). Ce déclin a été profitable dans une certaine mesure à la capitale politique (Ouagadougou) qui s'est finalement accaparé ce rôle de poumon économique.

évidence dans l'analyse de la vraisemblance) est relativement identique d'une province à l'autre, l'on pourrait penser aussi qu'en dépit du ciblage orienté, les programmes de lutte contre la mortalité des enfants au Burkina Faso au cours de ladite période n'ont pas été efficaces dans certaines zones du pays.

Somme toute, nous avons mis en exergue les inégalités provinciales de mortalité des enfants de moins cinq ans de même que les modifications perceptibles entre les deux périodes de notre étude. L'explication de la distribution géographique des différences de mortalité dans l'enfance demeure un objectif à satisfaire dans un travail ultérieur. Aussi, il est important de souligner que cette recherche admet un certain nombre de limites tributaires à l'estimation de la mortalité par des méthodes indirectes. Ces limites émanent à la fois de la qualité imparfaite des données et des hypothèses sur lesquelles elles reposent. Les données portant sur l'histoire génésique des femmes concernent uniquement les survivantes résidant encore dans les ménages dénombrés, ce qui constitue un biais de sélection. A cela, il faut ajouter les biais d'omission inhérents à toutes les enquêtes rétrospectives. Ces différents biais pourraient expliquer par ailleurs certains résultats tels que la baisse disparate de la mortalité provinciale indépendamment des niveaux issus du recensement de 1996.

De même, en admettant une hypothèse forte qui sous-tend une sous-estimation identique de la mortalité des enfants de moins de cinq ans dans toutes les provinces en référence au constat fait au niveau national, cette recherche suppose que les biais liés aux données sont uniformes d'une province à l'autre, ce qui n'est pas toujours vrai. L'on peut supposer que les provinces les mieux instruites pourraient offrir de meilleurs agents de collecte face à des populations plus disposées à donner l'information juste et fiable. D'ailleurs, les difficultés rencontrées lors des opérations de collecte et qui sont de nature à entacher la qualité de la collecte peuvent être diversement ressenties d'une province à l'autre.

Enfin, il convient de relever que les données utilisées ici sont relativement anciennes, mais une réplication d'un tel travail qui prendrait en compte des données plus récentes (par exemple le recensement de 2019) devrait permettre d'aboutir à des résultats débouchant sur des recommandations mises à jour.

Références bibliographiques

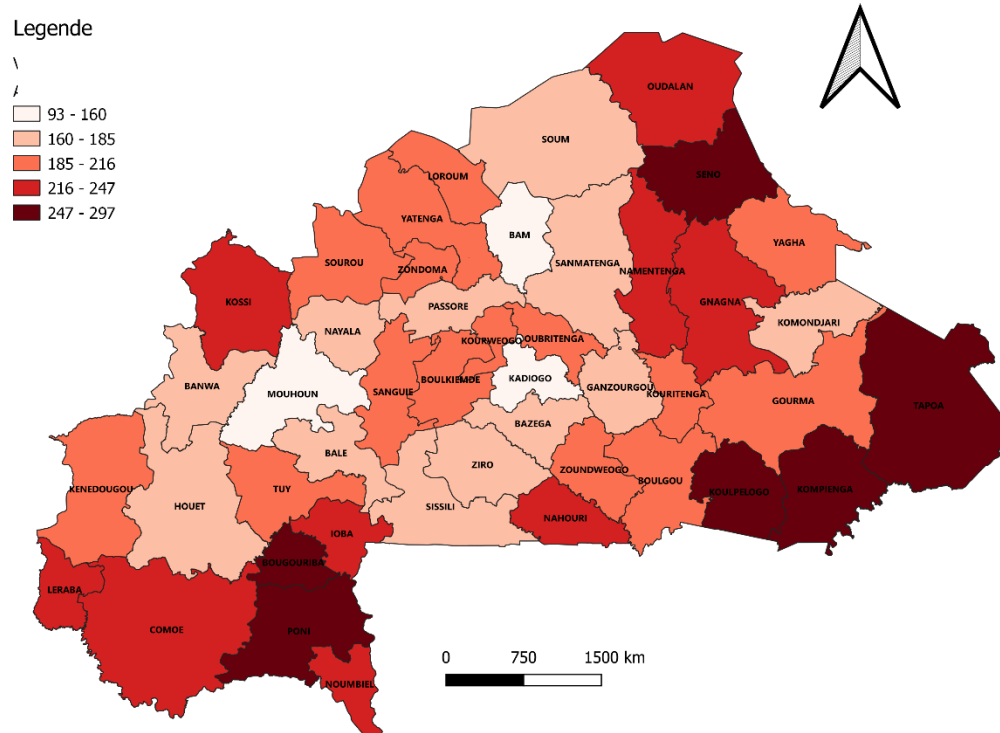
- Adeolu M.O., Akpa O.M., Adeolu A.T. et Aladeniyi I.O. (2016), «Environmental and Socioeconomic determinants of child mortality: Evidence from the 2013 Nigerian Demographic Health Survey», *American Journal of Public Health Research*, vol. 4, n° 4, pp: 134–141.
- Adewusi A. O. et Nwokocha E. E. (2018), « Maternal education and child mortality in Nigeria », *The Nigerian Journal of Sociology and Anthropology* Vol.16, n° 1, p112.
- Akinyemi J.O, Adedini S.A. et Odimegwu C.O. (2017), «Individual versus community-level measures of women's decision-making involvement and child survival in Nigeria», *South African Journal of Child Health*, vol.11, n°1, pp: 26–32.
- Akoto E. (1993), *Déterminants socio-culturels de la mortalité des enfants en Afrique noire. Hypothèses et recherche d'explication*, Academia, Louvain-la-Neuve, 269 p.
- Antai D. (2011), «Regional inequalities in under-5 mortality in Nigeria: a population-based analysis of individual- and community-level determinants», *Population Health Metrics*, vol. 9, n°1. DOI: 10.1186/1478-7954-9-6
- Arku, R.E., Bennett, J.E., Castro, M.C., Agyeman-Duah, K., Mintah, S.E., Ware, J.H., Nyarko, P., Spengler, J.D., Agyei-Mensah, S., Ezzati, M., (2016), Geographical Inequalities and Social and Environmental Risk Factors for Under-Five Mortality in Ghana in 2000 and 2010: Bayesian Spatial Analysis of Census Data. *PLOS Medicine* 13, e1002038. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1002038>.
- Barbieri M. (1991) « Les déterminants de la mortalité des enfants dans le Tiers-monde », *Les dossiers du CEPED*, n°18, 40 p.
- Baya B. (1998), « Instruction des parents et survie de l'enfant au Burkina Faso : cas de Bobo-Dioulasso », *Les dossiers du CEPED*, Paris, n° 48, 27 p.
- Baya B., Zida-Bangré H. et Bounkougou Z. (2009), *Mortalité au Burkina Faso*, Rapport d'analyse thématique des résultats définitifs du Recensement Général de la Population et de l'Habitation (RGPH 2006), Bureau Central du Recensement, Ouagadougou, 96 p.
- Boco A.G. (2011), *Déterminants individuels et contextuels de la mortalité des enfants de moins de cinq ans en Afrique au sud du Sahara. Analyse comparative des enquêtes démographiques et de santé*, Thèse de doctorat, Université de Montréal, 231 p.
- Bocquier P. (1991), « Les relations entre mortalité des enfants et espacement des naissances dans la banlieue de Dakar (Sénégal) », *population*, vol.46, n°4, pp: 813-831.
- Brockerhoff M. et Hewett P. (2000), «Inequality of child mortality among ethnic groups in Subsaharan Africa », *Bulletin of World Health Organization*, vol. 78, n°1, pp. 30-41.
- Cauvin-Reymond C., Reymond H. et Serradj A. (1987), *Discrétisation et représentation cartographique*, GIP Reclus, Montpellier (France), 116 p.
- Duflo E. (2012), «Women empowerment and economic development», *Journal of Economic Literature*, vol. 50, n°4, pp: 1051–1079.

- Dwyer-Lindgren L., Kakungu F., Hangoma P., Ng M., Wang H., Flaxman A. D., Masiye F. et Gakidou E. (2014), «Estimation of district-level under-5 mortality in Zambia using birth history data, 1980–2010», *Spatial and Spatio-temporal Epidemiology*, vol. 11, pp: 89–107.
- Fauré Y. et Labazée P. (2002), *Socio-économie des villes africaines: Bobo et Korhogo dans les défis de la décentralisation*, IDR Editions et Karthala, Paris, 566 p.
- Garenne M. (1981). *Difficultés à appliquer la méthode de Brass en Afrique tropicale : une étude de cas au Sénégal en milieu rural*, ORSTOM, Dakar, 21 p.
- Garenne M. (2010), «Urbanisation and child health in resource poor settings with special reference to under-five mortality in Africa», *Archives of Disease in Childhood*, vol. 95, n°6, pp: 464–468.
- Garrett E. et Reid A. (1994), «Satanic mills, pleasant lands: Spatial variation in women's work, fertility and infant Mortality as viewed from the 1911 Census», *Historical Research*, vol. 67, n° 163, pp: 156–177.
- Groenewold G., Ginneken J. V., Bruijn B. D. et Beer J. D. (2007), « Estimation de la mortalité par la méthode de projection intercensitaire par génération : application aux îles Salomon », *Population*, vol. 62, n°3, pp : 451–486.
- Hill K. (2017), « Estimation indirecte de la mortalité des jeunes enfants », In : T.A. Moultrie, RE Dornington, A.G. Hill, K. Hill, I.M. Timæus et B Zaba (eds), *Outils d'estimations démographiques*, International Union for the Scientific Study of Population, Paris, pp : 156-173.
- Huriot J.M. et Perreur J. (1995), *Centre et périphérie : fondements et critères*, Rapport de recherche, Laboratoire d'analyse et de techniques économiques (LATEC), 16 p.
- Hosseinpoor, A.R., Bergen, N., Barros, A. et al. (2016), « Monitoring subnational regional inequalities in health: measurement approaches and challenges », *Int J Equity Health*, vol. 15, n° 18, 13 p. <https://doi.org/10.1186/s12939-016-0307-y>.
- INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DE LA DEMOGRAPHIE (INSD) (2000), *Analyse des résultats du recensement général de la population et de l'habitation de 1996 – Volume II*, INSD, Ouagadougou, 180 p.
- INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DE LA DEMOGRAPHIE (INSD) ET ICF INTERNATIONAL (2012), *Enquête Démographique et de Santé et à indicateurs multiples (EDSBF-MICS IV) 2010*, INSD et ICF INTERNATIONAL, Ouagadougou et Calverton, 501 p.
- INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DE LA DEMOGRAPHIE (INSD) et MACRO INTERNATIONAL (2000), *Enquête Démographique et de Santé 1998/99 (EDS 1998/99)*, INSD et Macro International, Ouagadougou et Calverton, 248 p.
- INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DE LA DEMOGRAPHIE (INSD) et ORC MACRO (2004), *Enquête Démographique et de Santé 2003 (EDS 2003)*, INSD et Macro International, Ouagadougou et Calverton, 296 p.

- Keats EC., Macharia W., Singh N.S. et al.(2018), Accelerating Kenya's progress to 2030: understanding the determinants of under-five mortality from 1990 to 2015. *BMJ Glob Health* ;3:e000655. doi:10.1136/bmjgh-2017-000655.
- Macharia P.M., Giorgi E., Thurania P.N., Joseph N.K., Sartorius B., Snow R.W. et Okiro E.A. (2019), «Subnational variation and inequalities in under-five mortality in Kenya since 1965», *BMC Public Health*, vol. 19, n°146, 19 p.
- Maïga A. (2016), *Migration, pauvreté et santé des enfants en contexte urbain : perspective longitudinale et multi-niveaux à Ouagadougou, Burkina Faso*, Thèse de Doctorat, Université Catholique de Louvain, 237 p.
- Modiano D., Chiucchiuini A., Petrarca V., Sirima B.S., Luoni G., Roggero M.A., Corradin G., Coluzzi M. et Esposito F. (1999), «Interethnic differences in the humoral response to non-repetitive regions of the Plasmodium falciparum circumsporozoite protein», *The American Journal of Tropical Medicine and Hygiene*, vol. 61, n°4, pp: 663–667.
- Moultrie T.A., R.E. Dorington, A.G. Hill, K. Hill, I.M. Timæus et B. Zaba (eds). (2017). Outils pour l'estimation démographique, *International Union for the Scientific Study of Population*, Paris, 453 p.
- NATIONS UNIES (1984), Manuel X. Techniques indirectes d'estimation démographique, NATIONS UNIES, New York, 324 p.
- Ngatchou R.D. (1990), « L'éducation de la mère et la mortalité des enfants en Afrique », *Les cahiers de l'IFORD*, n°2, 160 p.
- Palloni A. et Heligman L. (1985), «Re-estimation of structural parameters to obtain estimates of mortality in developing countries», *Population Bulletin of the United Nations*, n°18, pp:10-33.
- Rajaratnam J.K., Tran L.N., Lopez A.D. et Murray C.J. (2010), «Measuring under-five mortality: validation of new low-cost methods», *PLoS medicine*, doi: 10.1371/journal.pmed.1000253.
- Rican S., Jouglà E. et Salem G. (2003), « Inégalités socio-spatiales de mortalité en France », *Bulletin Épidémiologique Hebdomadaire*, n° 30-31, pp : 142-145.
- Rican S. (1999), « La cartographie des données épidémiologiques. Les principales méthodes de discrétisation et leur importance dans la représentation cartographique », *Cahiers d'études et de recherches francophones / Santé*, vol. 8, pp : 461–470.
- Rican S. et Vaillant Z. (2009), « Territoires et santé : enjeux sanitaires de la territorialisation et enjeux territoriaux des politiques de santé », *Sciences sociales et sante*, vol. 27, pp: 33–42.
- Salem G., Rican S. et Jouglà E. (1999), *Atlas de la santé en France. Volume 1 : Les causes de décès*, John Libbey Eurotext, Paris, 196 p.

- Sastry N. (2004), «Urbanization, development and under-five mortality differentials by place of residence in São Paulo », Brazil, 1970-1991, *Demographic Research*, vol. 2, pp: 355–386.
- Singh A. et Masquelier B. (2018), « Continuities and changes in spatial patterns of under-five mortality at the district level in India (1991–2011) », *International Journal of Health Geographics*, vol. 17, article 39. DOI: <https://doi.org/10.1186/s12942-018-0159-3>.
- Soura A.B. (2009), *Analyse de la mortalité et de la santé des enfants à Ouagadougou : Inégalités spatiales, effets individuels et effets contextuels*, Presses Universitaires de Louvain, 340 p.
- Tabutin, D. (1995), « Transitions et théories de mortalité », in H. Gérard et V. Piché (dir.), *La sociologie des populations*, AUPÉLF/UREF, Montréal, pp. 257-288.
- Tabutin D. et Schoumaker B. (2004), « La démographie de l’Afrique au sud du Sahara des années 1950 aux années 2000. Synthèse des changements et bilan statistique », *Population*, vol. 59, pp: 519–621.
- United Nations Inter-Agency Group for Child Mortality Estimation (UN IGME) (2019), *Levels and trends in child mortality: report 2019*, UNICEF, New York, 36 p.
- Valkovics E. (1991), « Différentes utilisation d’une méthode indirecte de modélisation en démographie », *Population*, vol. 46, pp: 1531–1550.
- Verhulst A., (2016), «Child mortality estimation: A assessment of summary birth history methods using microsimulation», *Demographic research*, vol. 34, n°39, pp: 1075–1128.
- Victoria G C. et al., (2020), «Association between ethnicity and under-5 mortality: analysis of data from demographic surveys from 36 low-income and middle-income countries», *The Lancet Global Health*, [Vol. 8, n° 3](#), pp: 352-361.
- Wood C.H. et Lovell P.A. (1992), «Racial Inequality and Child Mortality in Brazil», *Social Forces*, vol. 70, pp: 703–724.
- Zewdie S.A et Adjiwanou V. (2018), « Spatial Analysis of Child Mortality and Welfare Differentials in South Africa: Evidences from the 2011 Census», *African Population Studies*, vol. 32, n° 2, pp: 4376-4395.

Annexe 1 : Géographie de la mortalité des enfants de moins de cinq ans issue du recensement de 1996 avec un découpage selon les données de 1996



Source : RGPH 1996 et 2006 (calcul des auteurs).

Annexe 3 : Quelques caractéristiques des typologies construites à partir du recensement 1996

Valeurs des quotients	Valeurs extrêmes observées	Moyenne	Ecart-type	Nombre de provinces par niveau
160%	136-160	151	11,15	4
160%-185%	167-185	179	6,08	11
185%-216%	193-216	206	6,89	15
216%-247%	219-247	230	9,73	10
>=247%	252-293	267	15,36	5
Total	121-261	207	32,95	45
Variance ajustée	0,93			
Recensement de 2006				
Valeurs des quotients	Valeurs extrêmes observées	Moyenne	Ecart-type	Nombre de provinces par niveau
160%	93-160	145	20,12	10
160%-185%	161-183	172	7,12	14
185%-216%	186-216	200	10,36	13
216%-247%	218-235	226	5,83	7
>=247%	297-297	297	-	1
Total	79-253	185	34,27	45
Variance ajustée	0,89			

Annexe 4 : Méthode de calcul de l'indice de Theil

L'inégalité peut être conceptualisée comme étant la dispersion d'une distribution telle que le revenu ou un attribut d'une population. Il existe plusieurs indicateurs de mesure de cette dispersion dont les plus connus sont l'indice de Gini, l'indice de Theil, l'indice d'Howel, etc. Comme l'ont fait plusieurs auteurs tels que Hosseinpoor et *al.* (2016) et Victora et *al.* (2020) en analysant les inégalités de mortalité respectivement entre entités administratives et groupes ethniques, nous exploitons ici l'indice de Theil pour évaluer et comparer les inégalités provinciales de la mortalité infanto-juvénile entre les recensements de 1996 et 2006. Cet indice varie de 0, situation d'égalité, à $\text{Log}(N)$, situation où la mortalité est nulle dans toutes les provinces sauf dans une. Dans notre cas N est le nombre de provinces (45) et $\text{Log}(N)=3,81$.

La formule mathématique de l'indice de Theil est :

$$T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right) \text{Log} \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right)$$

Où :

N = nombres de provinces.

$\bar{x}$ = la moyenne des quotients de mortalité de l'ensemble des provinces ou moyenne nationale.

x_i = le quotient de mortalité de chaque groupe i .

De façon opérationnelle, nous avons estimé l'indice de Theil en recourant au logiciel Stata, version 14. Son intervalle de confiance a été obtenu par la méthode du bootstrap avec 100 répliques.

Annexe 5 : Quotients de mortalité infanto-juvénile (p.1000), toutes catégories d'enfants (1996 et 2006)

Provinces	1996	2006
BAM	150	153
BAZEGA	167	155
BOUGOURIBA	252	218
BOULGOU	202	161
BOULKIEMDE	203	159
COMOE	222	202
GANZOURGOU	178	169
GNAGNA	230	227
GOURMA	216	192
HOUET	168	135
KADIOGO	136	93
KENEDOUGOU	211	228
KOSSI	243	196
KOURITENGA	202	181
MOUHOUN	158	139
NAHOURI	228	169
NAMENTENGA	228	178
OUBRITENGA	210	165
OULDALAN	240	194
PASSORE	182	148
PONI	247	228
SANGUIE	206	183
SANMATENGA	182	166
SENO	293	297
SISSILI	185	178
SOUM	178	186
SOUROU	200	159
TAPOA	262	235
YATENGA	215	189
ZOUNDWEOGO	202	172
BALE	185	160
BANWA	180	169
IOBA	219	190
KOMONDJARI	183	207
KOMPIENGA	266	216
KOULPELOGO	260	216
KOURWEOGO	210	149
LERABA	221	198
LOROUM	215	220
NAYALA	160	162
NOUMBIEL	226	213
TUY	193	175
YAGHA	212	227
ZIRO	176	179
ZONDOMA	201	202

Source : RGPH 1996 et 2006 (calcul des auteurs).

Annexe 6 : Quotients de mortalité infanto-juvénile (p.1000), enfants de mère sans instruction (1996 et 2006)

Provinces	1996	2006
BAM	151	156
BAZEGA	167	156
BOUGOURIBA	256	223
BOULGOU	203	164
BOULKIEMDE	206	164
COMOE	224	207
GANZOURGOU	178	169
GNAGNA	230	228
GOURMA	218	194
HOUET	175	144
KADIOGO	145	102
KENEDOUGOU	211	229
KOSSI	247	201
KOURITENGA	203	184
MOUHOUN	161	139
NAHOURI	232	171
NAMENTENGA	228	179
OUBRITENGA	211	168
OUDALAN	242	194
PASSORE	183	149
PONI	250	233
SANGUIE	206	183
SANMATENGA	182	168
SENO	295	299
SISSILI	184	179
SOUM	179	187
SOUROU	203	163
TAPOA	263	236
YATENGA	217	193
ZOUNDWEOGO	203	174
BALE	187	162
BANWA	181	169
IOBA	221	194
KOMANDJOARI	183	205
KOMPIENGA	266	215
KOULPELOGO	262	218
KOURWEOGO	210	151
LERABA	222	197
LOROUM	216	221
NAYALA	161	165
NOUMBIEL	229	213
TUY	194	177
YAGHA	212	227
ZIRO	177	180
ZONDOMA	201	204

Source : RGPH 1996 et 2006 (calcul des auteurs).

Annexe 7: Quotients de mortalité avant 5 ans (en ‰), enfants de mères instruites (1996 et 2006)

Provinces	1996	2006
BAM	95	120
BAZEGA	126	136
BOUGOURIBA	176	161
BOULGOU	168	128
BOULKIEMDE	116	108
COMOE	164	144
GANZOURGOU	147	158
GNAGNA	193	188
GOURMA	156	144
HOUET	101	98
KADIOGO	101	75
KENEDOUGOU	190	209
KOSSI	155	129
KOURITENGA	156	142
MOUHOUN	116	131
NAHOURI	139	157
NAMENTENGA	140	146
OUBRITENGA	157	124
UDALAN	140	182
PASSORE	140	136
PONI	140	166
SANGUIE	181	178
SANMATENGA	144	138
SENO	180	202
SISSILI	179	164
SOUM	151	168
SOUROU	145	128
TAPOA	206	203
YATENGA	138	143
ZOUNDWEOGO	153	134
BALE	152	148
BANWA	163	168
IOBA	160	159
KOMANDJOARI ^(a)	-	222
KOMPIENGA	253	244
KOULPELOGO	159	179
KOURWEOGO	180	109
LERABA	179	200
LOROUM	146	209
NAYALA	152	150
NOUMBIEL	158	192
TUY	151	159
YAGHA	155	195
ZIRO	121	160
ZONDOMA	211	166

Note : Les faibles effectifs n'ont pas permis le calcul au recensement de 1996.

Source : RGPH 1996 et 2006 (calcul des auteurs).