

Influence des facteurs environnementaux et démographiques dans la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre chez les enfants dans cinq quartiers périphériques de Ouagadougou (Burkina Faso)

Influence of environmental and demographic factors in the cooccurrence of diarrhea and childhood fever in five neighbourhoods of Ouagadougou (Burkina Faso)

Franklin Bouba Djourdebbé, Stéphanie dos Santos, Thomas K. Legrand et Abdramane Bassiahi Soura

Volume 44, numéro 1, printemps 2015

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1032148ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1032148ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

1705-1495 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Bouba Djourdebbé, F., dos Santos, S., Legrand, T. K. & Bassiahi Soura, A. (2015). Influence des facteurs environnementaux et démographiques dans la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre chez les enfants dans cinq quartiers périphériques de Ouagadougou (Burkina Faso). *Cahiers québécois de démographie*, 44(1), 35–64. <https://doi.org/10.7202/1032148ar>

Résumé de l'article

La cooccurrence des symptômes est un problème de santé publique dans plusieurs pays en développement. Faute de données appropriées, on dispose de très peu de preuves entre cooccurrence des symptômes, environnement et facteurs démographiques. Dans cet article, on recourt aux données sur cinq quartiers de l'Observatoire de population de Ouagadougou pour examiner l'influence des facteurs environnementaux et démographiques dans la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre. Les analyses multivariées basées sur des modèles logit ordonnés montrent que les effets de l'environnement et des facteurs démographiques sont plus importants sur la diarrhée ou la fièvre simple que sur la diarrhée et la fièvre combinées. Les analyses révèlent également que l'insalubrité du ménage, la nature du sol extérieur et l'âge de l'enfant sont des facteurs importants de cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre chez les enfants.

Influence des facteurs environnementaux et démographiques dans la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre chez les enfants dans cinq quartiers périphériques de Ouagadougou (Burkina Faso)

FRANKLIN BOUBA DJOURDEBBÉ^{*}, ^{},
STÉPHANIE DOS SANTOS^{**}, ^{***}, THOMAS K. LEGRAND^{*}
ET ABDRAMANE BASSIAHI SOURA^{***}**

La cooccurrence des symptômes est un problème de santé publique dans plusieurs pays en développement. Faute de données appropriées, on dispose de très peu de preuves entre cooccurrence des symptômes, environnement et facteurs démographiques. Dans cet article, on recourt aux données sur cinq quartiers de l'Observatoire de population de Ouagadougou pour examiner l'influence des facteurs environnementaux et démographiques dans la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre. Les analyses multivariées basées sur des modèles logit ordonnés montrent que les effets de l'environnement et des facteurs démographiques sont plus importants sur la diarrhée ou la fièvre simple que sur la diarrhée et la fièvre combinées. Les analyses révèlent également que l'insalubrité du ménage, la nature du sol extérieur et l'âge de l'enfant sont des facteurs importants de cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre chez les enfants.

English abstract p. 64

INTRODUCTION

Les dangers environnementaux auxquels les populations sont soumises se sont considérablement accrus au cours des dernières décennies

^{*} Département de démographie, Université de Montréal, Montréal (francklin.bouba@umontreal.ca)

^{**} Laboratoire Population-Environnement-Développement-LPED (IRD-AMU), , Institut de recherche pour le développement de Ouagadougou, Ouagadougou, Burkina Faso

^{***} ISSP, Université de Ouagadougou, Burkina Faso

(Ozer et Perrin, 2014). Divers facteurs liés à l'environnement immédiat¹ combinés à des conditions sociales et économiques précaires exposent les populations à de nombreux problèmes de santé (infections respiratoires aiguës, paludisme, diarrhée, etc.) (Fobil, Kraemer, Meyer et May, 2011). On estime ainsi que 24 % de la charge mondiale de morbidité et 23 % de tous les décès sont imputables aux facteurs environnementaux, notamment, dans les pays du Sud, aux conditions d'accès à l'eau, à l'assainissement et à l'hygiène, à la pollution de l'air à l'intérieur des habitations (utilisation de combustibles solides) mais également à la pollution atmosphérique urbaine (OMS, 2010).

La croissance de la population dans les grandes villes d'Afrique a conduit à la croissance rapide de quartiers informels, aussi appelés bidonvilles (Fink, Günther et Hill, 2014). Dans la plupart des villes africaines, on estime à entre 40 et 70 % la proportion de la population vivant dans ce type de quartiers (UN-Habitat, 2014). Le développement des bidonvilles pose des défis considérables à la santé en milieu urbain (Sverdlik, 2011). Les enfants de ces quartiers sont plus vulnérables à la morbidité et à la mortalité que les enfants résidant dans les quartiers plus aisés de la ville (Egondi et collab., 2013 ; Fink, Günther et Hill, 2013). À Nairobi, la capitale du Kenya, la mortalité des enfants est 2,5 fois plus élevée dans les bidonvilles que dans d'autres quartiers de la ville, et parfois même plus élevée que celle des enfants vivant en milieu rural (Kimani-Murage et collab., 2011). Dans une étude menée sur 18 pays d'Afrique subsaharienne, Bocquier, Madize et Zulu (2011) ont constaté que l'avantage de vivre en milieu urbain généralement observé jusqu'à présent est considérablement réduit, voire inversé, même après avoir contrôlé les facteurs socioéconomiques et démographiques classiques de la mortalité infantile. Des résultats similaires ont également été obtenus par Van de Poel, O'Donnell et Van Doorslaer (2009). Toutefois, le fait que les habitants des bidonvilles aient des indicateurs de santé moins favorables par rapport aux habitants du milieu rural reste aujourd'hui largement controversé (Günther et Harttgen, 2012). Günther et Harttgen (2012) ont abouti à la conclusion que les taux de mortalité des enfants ne sont pas beaucoup plus élevés dans certains bidonvilles que dans les zones rurales, ce qui contredit certains résultats des études antérieures. Le risque sanitaire plus élevé dans ces bidonvilles serait ainsi compensé par d'autres

1. Les facteurs liés à l'environnement immédiat sont ici constitués des facteurs au niveau du ménage (lieu de résidence, conditions de vie et d'habitat, etc.) dont l'exposition pourrait entraîner des effets négatifs sur la santé des enfants.

facteurs, comme un meilleur accès aux services de santé en milieu urbain par rapport aux zones rurales (Günther et Harttgen, 2012 ; Fink, Günther et Hill, 2014).

Il n'en demeure pas moins qu'il existe une corrélation évidente entre les risques sanitaires liés à l'environnement et la croissance rapide des villes (Fink, Günther et Hill, 2014 ; McMichael, 2000). Avec des migrations massives vers les villes, l'Afrique s'urbanise plus rapidement que le reste du monde², et sa population devrait devenir majoritairement urbaine en 2030 (UN-Habitat, 2014). Cette croissance accélérée est surtout la conséquence de la pauvreté rurale et d'un niveau de fécondité qui reste encore soutenu dans les zones urbaines (McMichael, 2000). L'urbanisation en Afrique s'accompagne dans certains quartiers de conditions de vie et d'habitat parfois proches de celles des milieux ruraux (Fobil et collab., 2011). Ainsi les enfants sont-ils soumis à des risques environnementaux de diverses natures, qu'il s'agisse de la précarité des logements, de densités de population élevées, de la contamination de l'eau de boisson ou de l'insuffisance de l'hygiène des milieux de vie (Keiser et collab., 2004).

L'un des signes d'une mauvaise situation sanitaire dans ce contexte est l'apparition de symptômes multiples de maladie chez les jeunes enfants (Becker, Black et Brown, 1991 ; Fenn, Morris et Black, 2005 ; Mosley et Becker, 1991). L'apparition de deux symptômes est reconnue comme étant un problème important de santé publique dans les pays du Nord (Van Oostrom et collab., 2012). La non-disponibilité de données fiables pour évaluer son ampleur réelle chez l'enfant dans les pays en développement représente un frein pour mener ce type d'analyse (Fenn et collab., 2005). Dans la majorité des cas, les études utilisent des données sanitaires et administratives plutôt que des données issues d'enquêtes en population générale. De ce fait, ces études sont sujettes à des biais de sélection, puisque certaines maladies sont plus fréquentes chez les personnes en quête de soins que dans l'ensemble de la population (Valderas, Starfield, Sibbald, Salisbury et Roland, 2009). De plus, la littérature porte davantage sur la psychopathologie que sur les maladies infectieuses infantiles (Connor et collab., 2003 ; Mulholland, 2005), bien qu'il existe quelques études portant sur l'association entre la pneumonie et d'autres maladies (Williams, Gouws, Boschi-Pinto, Bryce et Dye, 2002 ; Fenn et collab., 2005). Or les statistiques sanitaires de l'Organisa-

2. La croissance annuelle de la population urbaine en Afrique subsaharienne est de 3,4 % en moyenne contre 1,1 % pour l'ensemble de la population mondiale (Nations unies, 2014).

tion mondiale de la santé (OMS) estiment que la diarrhée et la fièvre contribuent à plus de 25 % aux causes de décès des enfants de moins de 5 ans en 2010 (OMS, 2012). La prise en compte de ces deux symptômes semble particulièrement pertinente pour étudier un mauvais état de santé chez les enfants et les facteurs liés à l'environnement associés à ce mauvais état de santé.

Un symptôme de maladie peut être associé à la présence de nombreux autres symptômes, traduisant ainsi sa gravité, ce que nous désignons par le concept de cooccurrence. L'analyse de l'occurrence de deux symptômes s'avère toutefois complexe et soulève des problèmes conceptuels dans la mesure où plusieurs causes peuvent être identifiées (Lopez, Mathers, Ezzati, Jamison et Murray, 2006). Par exemple, concernant le paludisme, la fièvre élevée qui en est le principal symptôme peut également être accompagnée de diarrhée. De la même manière, les maladies diarrhéiques sévères sont généralement associées à une fièvre, l'exemple le plus typique étant la fièvre typhoïde. Toutefois, une diarrhée et une fièvre peuvent être concomitantes sans qu'il n'y ait de lien entre ces deux symptômes, la première pouvant résulter d'une infection intestinale alors que la seconde peut apparaître du fait d'une blessure mal soignée. La chronologie de l'apparition de ces symptômes peut aussi être multiple : ces différents symptômes peuvent être concomitants ou apparaître successivement, ce qui complexifie l'analyse à partir de données en population générale.

La question de la cooccurrence des maladies reste singulièrement peu examinée du point de vue de la démographie, alors que certains facteurs sociodémographiques peuvent jouer un rôle déterminant dans la résistance de l'individu face aux risques environnementaux ou encore dans son exposition à ces risques. Les effets de l'environnement, par exemple, pourraient varier systématiquement selon l'âge ou le sexe (Dabiré, 2002 ; LeGrand et Mbacké, 1995 ; Pongou, 2013).

L'identification des facteurs en jeu dans l'apparition de ces symptômes pourrait ainsi guider la hiérarchisation des interventions de santé publique pour réduire la mortalité infanto-juvénile. L'objectif de cette étude est ainsi d'évaluer l'influence de l'environnement immédiat et des facteurs démographiques sur la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre, deux problèmes de santé importants chez les enfants en Afrique, à partir des données issues de cinq quartiers périphériques de Ouagadougou, la capitale du Burkina Faso. Après l'exposé du cadre conceptuel, nous présentons les données et la méthode d'analyse puis les principaux résultats.

CADRE CONCEPTUEL

Plusieurs types de facteurs liés à l'environnement peuvent influencer la santé des populations. Mosley et Chen (1984) ont été parmi les premiers à conceptualiser les facteurs environnementaux comme des déterminants de la santé dans la mesure ils influencent directement les risques de contamination (Henry et Dos Santos, 2012). Des facteurs environnementaux comme l'accès à l'eau de boisson potable, l'assainissement et l'hygiène sont associés à la diarrhée et à la fièvre isolément (Curtis et collab., 2001 ; Dos Santos et collab., 2015). Une étude réalisée à Yaoundé (Cameroun) a montré que l'occurrence de la diarrhée baisse de plus de moitié dans les ménages salubres et augmente à l'opposé avec les conditions de promiscuité dans le logement (Banza-Nsungu, 2004). L'insalubrité des lieux est à l'origine de la prolifération des vecteurs d'agents pathogènes (Fobil et collab., 2011). En déposant les œufs dans les matières fécales, les mouches peuvent véhiculer des germes pathogènes, contaminer directement l'eau de boisson et les aliments (Ellis et collab., 1993). D'autres études suggèrent des liens entre les matières fécales des porcs et la diarrhée de l'enfant (Curtis et collab., 2001 ; Schémann, 2006). Les sabots des animaux qui piétinent les matières fécales peuvent répandre les germes pathogènes dans l'ensemble de l'enceinte de la maison. Les enfants qui jouent avec de la terre contaminée par les matières fécales peuvent ingérer des germes pathogènes (Curtis et collab., 2001). Les petits ruminants peuvent ainsi constituer un risque sanitaire, par le biais de leurs excréments, en disséminant des agents infectieux dans l'espace domestique.

Par ailleurs, un nombre croissant d'études mettent en exergue l'effet du quartier sur la santé en milieu urbain, les populations ayant une mauvaise santé étant celles qui sont exposées à des facteurs de risque dans leur quartier (Potvin et collab., 2002). Cet effet est très souvent lié aux ressources du quartier (contexte d'accès aux soins et qualité des services urbains notamment), à l'influence des réseaux sociaux (parents, pairs, etc.), mais également à la perception que les résidents ont de leur quartier (Diez Roux et Mair, 2010). L'effet de quartier peut être positif ou négatif selon la nature du quartier (favorisé ou défavorisé) (Fink et collab., 2014 ; Galster, 2012). De nos jours, bien qu'il soit possible de dégager des corrélations entre la composition des quartiers et certains comportements spécifiques, il reste encore difficile d'identifier les effets de causalité éventuels ou de distinguer de manière précise si ces effets sont imputables au quartier ou à d'autres déterminants socioéconomiques (Galster, 2012), malgré le développement de la modélisation multiniveaux. Dans cette étude, nous

avons directement accès aux données sur les facteurs de l'environnement immédiat, la prise en compte du quartier de résidence ayant comme fonction de capter les effets des autres facteurs, comme le contexte d'accès aux soins et la qualité des services urbains.

Parmi les déterminants de la santé de l'enfant, les facteurs démographiques revêtent une importance considérable. L'âge (du fait que l'organisme de l'enfant devient plus robuste en grandissant) et le sexe de l'enfant peuvent agir sur sa résistance à la maladie et aussi affecter son exposition au risque d'infection. En général, les enfants de 6 à 23 mois sont plus vulnérables que ceux de 36 mois ou plus (Mokori, Hendriks, Oriskushaba et Oelofse, 2013). Certains symptômes comme la diarrhée atteignent un pic pendant le second semestre suivant la naissance, lorsque de nouveaux aliments sont introduits, pour décliner ensuite avec l'âge, compte tenu d'une immunité suscitée par l'exposition répétée aux germes pathogènes (MacRitchie et collab., 2013). Par ailleurs, à cause de facteurs biologiques, les garçons sont plus vulnérables à la naissance (Brucker-Davis et collab., 2011). La résistance des enfants aux agressions des maladies dépend également du comportement social à l'égard des garçons et des filles ainsi que des différences biologiques (LeGrand et Mbacké, 1995 ; Locoh, 1986).

Plus récemment, une étude a observé une mortalité systématiquement plus élevée chez les garçons que chez filles, pouvant traduire une différence d'attitude des adultes selon le sexe de l'enfant (Boco, 2013). Toutefois, les différences biologiques entre les sexes deviennent négligeables lorsque les politiques et institutions des pays sont de bonne qualité (Kuaté Defo, 2013). Dans de nombreuses sociétés en Afrique de l'Ouest, une préférence est culturellement accordée aux garçons, au détriment des filles, pour l'allaitement, l'alimentation et les soins de santé en cas de maladie (Arnold, 1992 ; Ferry, 2007). Par contre, en Afrique de l'Ouest dans son ensemble, les filles ne sont pas défavorisées en matière de vaccinations du fait que la vaccination est souvent faite par de grandes campagnes (Ferry, 2007), indépendamment de la volonté des familles. Au Burkina Faso, la préférence sexuelle tire son origine de l'organisation sociale, patrilinéaire et patrilocale (Mazzocchi, 2007). Cependant, certaines pratiques en matière d'alimentation ou d'allaitement ne sont pas consciemment discriminatoires, mais répondent au souci de parer aux problèmes chez un enfant (par exemple, enfant plus petit) (Trussell et collab., 1989). Les différences entre filles et garçons sont plus marquées et obéissent à un paradoxe en milieu urbain au Burkina Faso : on y vaccine plus les filles, elles sont mieux allaitées, on les nourrit mieux, mais elles sont moins bien soignées (Dabiré, 2002), ce qui explique que la littérature ne fasse pas état d'une

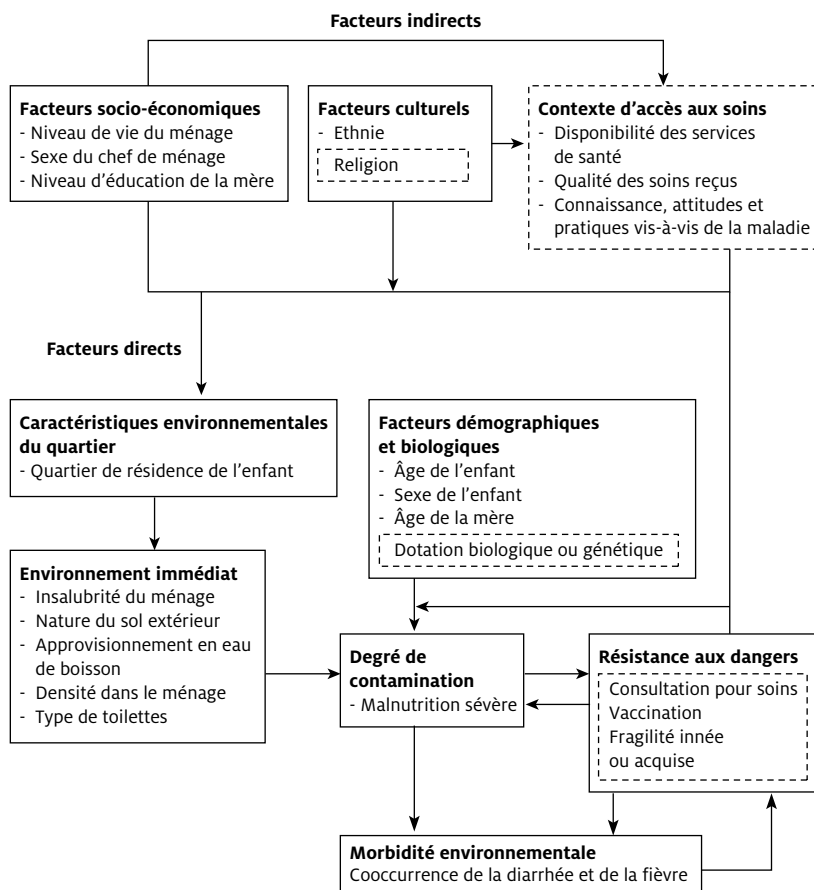
surmortalité des filles (Ferry, 2007 ; Soura, 2009a). Les dernières données de l'enquête démographique et de santé (EDS) montrent par ailleurs une absence de différence entre la couverture vaccinale des garçons et des filles : 82 % des garçons reçoivent des vaccinations contre 81 % des filles, une différence statistiquement non significative (INSD et ICF International, 2012).

Les études sur les déterminants sociaux de la santé montrent que, pour des raisons liées au comportement, l'âge de la mère peut également influencer la santé de l'enfant (Mosley et Chen, 1984 ; Marmot, Friel, Bell, Houweling et Taylor, 2008). Les mères jeunes, moins expérimentées, peuvent avoir un comportement inadapté en matière de soins de santé et de nutrition (LeGrand et Mbacké, 1995). En matière de santé, les femmes chefs de ménage semblent investir plus de ressources, de temps et de soutien émotionnel dans leur progéniture et la famille que ne le font les autres femmes (Adjibade, 2004).

De nombreux autres facteurs socioéconomiques constituent des déterminants clés de la santé de l'enfant, tels que le niveau de vie du ménage ou l'instruction de la mère. Une littérature abondante établit en effet des liens entre l'instruction de la mère et la santé de l'enfant (Caldwell et McDonald, 1982 ; Desai et Alva, 1998). Les mécanismes d'influence de l'instruction de la mère sont multiples. Une mère éduquée a une autonomie accrue et peut rompre avec certaines traditions peu favorables à la santé (Caldwell et McDonald, 1982). Elle peut également prendre des dispositions pour assurer la salubrité du ménage, améliorer l'hygiène et l'alimentation et intervenir dans les décisions de la famille concernant les soins de santé (Kuaté Defo, 1997).

Enfin, les facteurs socioculturels (ethnie, religion) qui régissent les normes, valeurs et croyances de l'individu peuvent influencer les pratiques d'allaitement et de sevrage, les représentations vis-à-vis de la maladie (esprits et génies reconnus comme responsables de maladies) ainsi que le traitement des maladies (Gyimah, 2002). C'est ainsi que certaines mères d'enfants malnutris pensent que la viande et le poisson provoquent des troubles de la digestion (Cantrelle et Locoh, 1990 ; Muke, 2003). À Ouagadougou, ces croyances varient d'une ethnie à l'autre, malgré l'influence des brassages ethniques et l'occidentalisation de la typologie alimentaire (Somda, 1995).

La figure 1 présente le schéma conceptuel, inspiré du cadre de Mosley et Chen (1984) et de Henry et Dos Santos (2012) qui nous a guidé pour l'analyse de la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre. Ce schéma conceptuel distingue deux grands niveaux de facteurs : les facteurs directs

FIGURE 1 Schéma conceptuel pour l'analyse de la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre

Remarque: Les variables dans les cases en pointillés ne sont pas testées dans l'analyse.

et les facteurs indirects. Notre hypothèse est que l'insalubrité du ménage a un effet sur la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre, deux symptômes de maladie importants chez les enfants à Ouagadougou. Les deux symptômes (diarrhée et fièvre) constituent des problèmes de santé environnementale dans cette ville : environ 20 % d'enfants de moins de 5 ans ont eu de la fièvre au cours des deux semaines précédant l'enquête et 18 % ont eu la diarrhée. La diarrhée et la fièvre sont des symptômes les plus étroitement liés à l'environnement immédiat reconnus dans la littérature. De nombreuses études font déjà état de l'effet des facteurs environnementaux

sur la diarrhée et la fièvre prises isolément (Bouba Djourdebbé et collab., 2014; Curtis et collab., 2001; Dos Santos et collab., 2015). On s'attend ainsi à ce qu'un effet similaire soit observé sur la cooccurrence de ces deux symptômes de maladie.

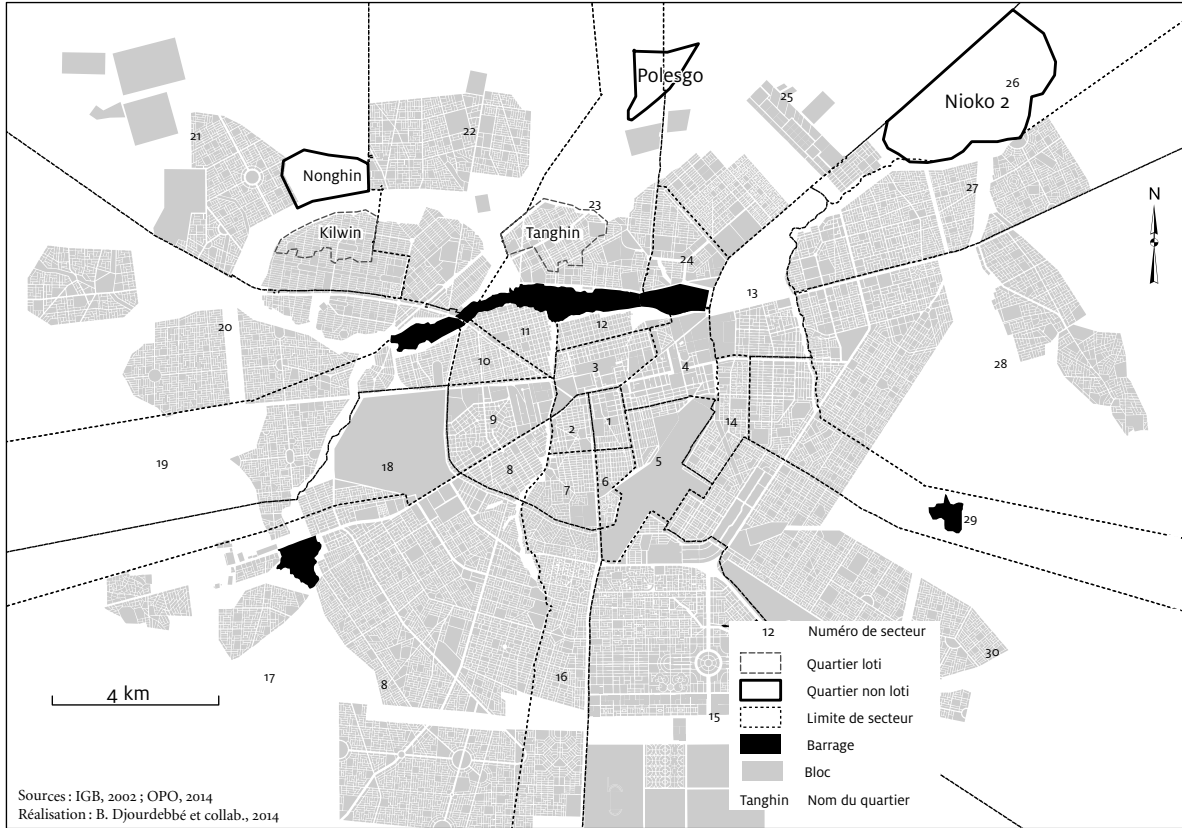
DONNÉES ET MÉTHODES D'ANALYSE

Contexte et données

Ouagadougou est une capitale africaine caractérisée par une forte croissance démographique, du fait combiné d'une croissance naturelle soutenue et d'un solde migratoire important (Soura, 2009a). La population de Ouagadougou pourrait ainsi atteindre trois millions en 2020, soit deux fois plus qu'au moment du dernier recensement en 2006 (Boyer, 2010). La difficulté à gérer cette croissance démographique rapide s'illustre par une insuffisance d'infrastructures et d'accès aux services urbains de base (santé, électricité, accès à l'eau, assainissement, habitat, etc.) pour une part non négligeable de la population. Ainsi, à Ouagadougou, Boyer (2010) estime que près de 35 % des ménages vivent dans des quartiers informels, appelés communément à Ouagadougou « non lotis », caractérisés par une absence d'accès aux services urbains de base.

Dans cet article, notre analyse repose sur les données recueillies spécifiquement dans le cadre de l'Observatoire de population de Ouagadougou (OPO) (Rossier et collab., 2012). Depuis 2008, l'OPO suit environ 85 000 personnes résidant dans cinq quartiers périphériques au nord de la ville : deux quartiers formels, lotis (Kilwin, Tanghin) et trois quartiers non lotis (Polesgo, Nonghin, Nioko 2) (voir carte 1). L'OPO fournit de bonnes données permettant d'approfondir des thématiques variées, dont la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre chez les enfants. Ainsi, une enquête réalisée de mai à décembre 2009 auprès de l'ensemble des ménages suivis a recueilli, en plus des données démographiques et socioéconomiques, de l'information sur les conditions de vie et d'habitat. Une enquête sur la santé et le recours aux soins réalisée de février à août 2010 a également complété cette base de données. L'échantillon a porté ici sur 950 enfants de moins de cinq ans. Cet échantillon a été tiré de façon aléatoire et il est représentatif des enfants de l'OPO. Le questionnaire a notamment collecté des informations sur la survenue de la fièvre et de la diarrhée au cours des deux semaines précédant l'enquête. Des mesures anthropométriques ont également été réalisées auprès de ces enfants.

CARTE 1 Les zones de l'Observatoire de population de Ouagadougou (OPO)



Variables

Dans cette étude, nous définissons la cooccurrence comme l'apparition déclarée d'une fièvre et d'une diarrhée au cours des deux semaines précédant l'enquête. La survenue de ces deux symptômes n'est donc pas nécessairement concomitante dans une période de temps courte (quelques heures), comme on l'entend en général³. Pour capter la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre, nous avons défini une variable dépendante à trois modalités : aucun symptôme, un seul symptôme (fièvre ou diarrhée) et deux symptômes (fièvre et diarrhée).

La définition et la distribution des variables utilisées dans les régressions sont présentées dans les quatre premières colonnes du tableau 1. En raison de la petite taille de l'échantillon, une méthode d'analyse factorielle a été utilisée pour sélectionner les variables pertinentes à inclure dans les analyses explicatives (voir Dos Santos, Boubou Djourdebbé, Nikiema, Peumi et Soura, 2011, pour plus de détails). Les variables relatives à l'environnement sont l'insalubrité dans le ménage, la nature du sol extérieur⁴, l'approvisionnement en eau de boisson et la densité de population dans le logement. L'insalubrité du ménage a été mesurée par un indicateur intégrant la présence d'ordures dans le ménage et aux alentours, la gestion des ordures ménagères et des eaux usées et la présence de petits ruminants dans la concession. Les modalités de ces variables ont d'abord été ordonnées selon un score puis ont été soumises à une analyse en composantes principales. Enfin, une analyse de classification par la méthode des nuées dynamiques a été effectuée sur la part de la variance expliquée par la première composante, ce qui a conduit à construire l'indicateur d'insalubrité du ménage à trois modalités : salubre, moyennement salubre et insalubre. La nature du sol extérieur a été regroupée en trois modalités : pavé ou ciment, terre et autres (bouse, bois ou autres végétaux). L'approvisionnement en eau de boisson a été regroupé en trois modalités : robinet à l'intérieur du logement ou dans la concession, borne-fontaine et autres sources (vendeurs ambulants, rivière, etc.). La densité de population dans le logement a été obtenue en rapportant l'effectif total des résidents du ménage au nombre de pièces habitables dont dispose le logement. Les rapports ainsi obtenus ont été regroupés en deux modalités : 1 à 2 personnes

3. Dans notre échantillon, dans à peine 10 % des cas la diarrhée était accompagnée de fièvre.

4. La variable « nature du sol intérieur » a été testée. Les résultats n'étant pas significatifs (non présentés), cette variable n'a pas été incluse dans les modèles de régression présentés ici.

par pièce et 3 personnes ou plus par pièce. Pour éviter les faibles effectifs, le type de toilettes a été regroupé en deux catégories : n'a aucun système d'assainissement (majoritairement la nature) et a un système d'assainissement (toilettes à chasse d'eau et latrines).

Les cinq quartiers de l'OPO constituent les différentes modalités du quartier de résidence de l'enfant : Kilwin, Tanghin (quartiers lotis), Polesgo, Nonghin et Nioko 2 (quartiers non lotis). Kilwin a été choisi comme modalité de référence en raison de ses meilleures caractéristiques (infrastructures, assainissement, eau) par rapport à Tanghin (un quartier loti dégradé). Quatre variables démographiques pouvant être associées à la variable dépendante à l'étude ont été retenues : le sexe du chef de ménage, l'âge de la mère au moment de l'enquête ainsi que le sexe et l'âge de l'enfant au moment de l'enquête. Les variables démographiques, celles relatives à l'environnement et le quartier de résidence⁵ de l'enfant constituent les variables explicatives d'intérêt. D'autres variables telles que le niveau d'instruction de la mère, le niveau de vie du ménage, l'ethnie et la malnutrition sévère ont été utilisées comme variables de contrôle, compte tenu de leur rôle avéré sur l'état de santé des enfants.

L'indicateur de niveau de vie inclut les caractéristiques de l'habitat (matériaux de construction du mur et du toit) ainsi que les biens d'équipement du ménage (disposition de l'électricité et possession du téléphone, d'une radio, d'un téléviseur, d'un réfrigérateur, d'un vélo, d'une motocyclette et d'une voiture). Une analyse en composantes principales a été effectuée sur ces variables pour obtenir une première composante retenue comme indicateur de niveau de vie. La malnutrition sévère a été définie en suivant les normes de l'OMS, notamment le calcul du rapport poids pour la taille et l'utilisation du seuil de -3 écarts-types des normes de l'OMS pour identifier les enfants ayant une malnutrition sévère (OMS, 2009).

Les variables dans les cases en pointillés de la figure 1 (consultation pour des soins et vaccination, par exemple) ne sont pas testées dans l'analyse par souci d'avoir des modèles parcimonieux et à cause de la proportion relativement importante de non-réponses pour certaines variables (par exemple 27,6 % pour la consultation pour des soins et 17,3 % pour la vaccination).

5. Le quartier de résidence (Kilwin, Tanghin, Polesgo, Nonghin et Nioko 2) a été préféré à la variable portant sur le type de lotissement (loti/non loti) parce qu'il offre plus d'intérêt du fait du nombre de ses modalités. Il permet d'aller au-delà de la dichotomie classique loti/non loti (voir Dos Santos et collab., 2011).

Méthodes

L'enquête sur la santé a porté sur un échantillon de départ de 950 enfants de moins de cinq ans mais, en raison de l'exclusion de 147 observations comportant des valeurs manquantes (non-réponses partielles), les analyses ont été finalement effectuées sur 803 enfants. L'exclusion des valeurs manquantes de l'analyse ne devrait pas entraîner de biais de sélection dans l'échantillon pour deux raisons. D'abord, elles semblent se distribuer de façon aléatoire. Ensuite, des modèles-tests ont montré que les données manquantes n'étaient pas particulièrement liées à certaines modalités des variables explicatives. Par ailleurs, l'échantillon a été pondéré afin que les résultats puissent être généralisés à la population de l'OPO. Enfin, la mesure du changement de la variance pour l'ensemble des variables explicatives a permis de vérifier la faible multicollinéarité. Toutefois, la relative petite taille de l'échantillon pourrait engendrer une sous-estimation des résultats, en augmentant notamment les erreurs-types, même en présence d'une faible multicollinéarité.

Du fait des corrélations entre l'environnement et les facteurs démographiques et socioéconomiques, l'influence des facteurs environnementaux et démographiques dans la cooccurrence a été ainsi contrôlée par les variables socioéconomiques, culturelles et nutritionnelles⁶ les plus importantes. L'omission de ces variables pertinentes pourrait biaiser l'estimation des effets de certains facteurs environnementaux conjointement avec les facteurs démographiques. À partir d'un modèle logit ordonné développé à partir du logiciel Stata (version 10), les effets de l'environnement, des facteurs démographiques et du quartier de résidence de l'enfant sur la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre ont été estimés, en contrôlant le niveau d'instruction de la mère, le niveau de vie du ménage, l'ethnie et la malnutrition⁷. Différents tests et modèles successifs ont permis d'aboutir à un modèle unique complet. D'abord, concernant la variable dépendante, la pertinence des seuils α_j du modèle sous-jacent a été testée à l'aide de la commande *lincom* disponible dans le logiciel Stata. L'analyse des tests a montré qu'un modèle où seraient réunies les différentes modalités de la

6. La malnutrition (état nutritionnel) peut être également une mesure du mauvais état de santé chez l'enfant, au même titre que la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre.

7. Étant potentiellement endogène, la variable « malnutrition » a initialement été considérée dans un modèle à part. Les résultats étant quasiment identiques à ceux du modèle complet, cette variable a finalement été prise en compte avec l'ensemble des autres variables de contrôle.

variable dépendante ne serait pas pertinent puisque les sauts d'une modalité à l'autre sont significatifs. Un test de Wald a également permis d'apprécier la significativité du modèle complet. Par ailleurs, un modèle incluant uniquement les variables relatives à l'environnement a permis d'estimer l'effet de ces variables sans les variables de contrôle, établissant la robustesse des résultats des variables clés. Une interaction entre l'insalubrité du ménage et le sexe de l'enfant a aussi été testée. Ce terme d'interaction n'a toutefois pas été retenu puisqu'aucun effet statistiquement significatif n'a montré de variation de l'insalubrité du ménage selon le sexe de l'enfant. Enfin, des tests unilatéraux ont été utilisés, ce qui signifie que le test bilatéral de 10 % représente un test unilatéral de 5 %. Le petit nombre d'observations a justifié la nécessité de ne pas se limiter au seuil de 5 % et le niveau de significativité de 10 % a donc également été considéré dans les analyses. Pour prendre en compte la non-indépendance des enfants d'un même ménage, l'option *cluster* disponible dans Stata a permis de calculer des erreurs-types plus robustes.

Des probabilités prédites ont également été calculées pour faciliter l'interprétation des résultats. La probabilité a été d'abord prédite pour chacune des trois modalités de la variable dépendante en tenant constant les valeurs de toutes les autres variables indépendantes (colonne 6). Pour chaque variable a ensuite été effectuée une somme des produits des probabilités prédites correspondant à chacun des intervalles de la variable dépendante par la valeur moyenne de chaque intervalle. Les probabilités prédites ont enfin été calculées pour les enfants ayant un et deux symptômes, pour une comparaison des résultats. Les calculs des probabilités prédites ont également été pondérés (colonnes 7 et 8).

RÉSULTATS

Sur les 803 enfants inclus dans l'analyse, 47,6 % n'ont eu aucun symptôme déclaré et 34,7 % ont eu soit de la fièvre, soit la diarrhée. Pour 17,7 %, on enregistre une cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre au cours des deux semaines précédant l'enquête. Le tableau 1 présente les effets des variables explicatives sur la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre. L'interprétation des résultats porte exclusivement sur les variables de l'environnement immédiat et les variables démographiques, puisque ce sont elles qui constituent les variables d'intérêt.

Le test de Wald montre que les variables liées à l'environnement ainsi que les variables démographiques ont conjointement un effet significatif sur la cooccurrence. Dans l'ensemble, les liens entre ces variables persistent,

mais ils diminuent progressivement avec le nombre de symptômes chez les enfants (colonnes 3, 4, 7 et 8 du tableau 1). Les effets de l'environnement et des variables démographiques baissent légèrement lors de l'introduction des variables de contrôle, mais cette baisse n'est pas uniforme pour tous les symptômes (résultats non présentés).

Les effets de l'environnement immédiat sur la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre chez les enfants

Plus précisément, les résultats montrent que l'insalubrité du ménage (mesurée par la présence d'ordures dans le ménage et aux alentours, la gestion des ordures ménagères et des eaux usées et la présence de petits ruminants dans la concession) accroît la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre. Cette association est statistiquement significative : comparés aux enfants résidant dans les ménages salubres (25,9 %), la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre est plus élevée chez les enfants résidant dans les ménages moyennement salubres (28,7 %) et insalubres (29,2 %). Ce résultat vient renforcer les connaissances théoriques sur la santé environnementale. En effet, l'insuffisance d'hygiène du milieu de vie crée des conditions favorables à la prolifération des vecteurs et des agents des maladies (Satterthwaite, 2003). De ce fait, les populations sont exposées à des risques de contamination des maladies liées à l'insalubrité dans le cadre de vie par le truchement de l'eau, des aliments préparés et du contact interpersonnel (Bartlett, 2003). Des études mettent ainsi en évidence des liens entre l'insalubrité de l'habitat et une multitude de maladies environnementales (typhoïde, paludisme, trachome, etc.), principalement les maladies diarrhéiques, qui sont davantage sensibles à la qualité du cadre de vie (Ngwé et Banza-Nsungu, 2007 ; Fobil et collab., 2011). C'est ainsi que certains chercheurs avancent que l'amélioration de l'hygiène permettrait une baisse considérable de la diarrhée chez les enfants (Parashar et collab., 2003).

Les analyses révèlent que lorsque le sol extérieur n'est pas en dur, la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre est accrue. Ainsi, la survenue d'une diarrhée et d'une fièvre est plus élevée chez les enfants résidant dans un ménage qui possède un sol extérieur en terre (28,8 %) ou fait d'un autre matériel (bouse, bois ou autres végétaux) (29,6 %) que chez leurs congénères résidant dans un ménage possédant un sol extérieur en pavé ou en ciment (25,4 %). Ce résultat souligne l'importance de l'accès à un logement durable pour une prévention des problèmes sanitaires liés à l'environnement. Bien souvent, le sol extérieur constitue une aire de jeu pour les

enfants. Quand le sol est en terre, il est propice au développement de micro-organismes pathogènes. Par ailleurs, l'entretien d'un sol en dur est plus facile. Pendant la période où l'enfant commence à ramper ou à marcher, la contamination par voie orale est importante, étant donné que l'enfant en bas âge est constamment en contact avec le sol et introduit tout ce qui est à sa portée dans sa bouche (Banza-Nsungu, 2004). L'enfant est ainsi susceptible d'entrer en contact avec les agents pathogènes responsables des maladies diarrhéiques (Bartlett, 2003 ; Lalou et LeGrand, 1997). Quelques travaux abondent dans ce sens, quand bien même ils portent sur la qualité du sol intérieur (Ngwé et Banza-Nsungu, 2007 ; Peumi, 2012). Notamment, dans une analyse menée sur 20 pays d'Afrique subsaharienne, Morrisson et Linskens (2000) montrent que l'existence d'un sol en ciment est un déterminant bien plus important de la santé des enfants que la présence de toilettes. Le type de toilettes ne semble d'ailleurs pas avoir d'effet dans notre modèle. Ces résultats remettent donc en question les stratégies nationales pour l'assainissement en Afrique, qui ciblent presque exclusivement les toilettes comme services d'assainissement de base (UNICEF, 2007). En développant des programmes basés également sur la promotion des sols en dur, la lutte contre le mauvais état de santé des enfants serait sans doute renforcée.

Par ailleurs, l'approvisionnement en eau de boisson n'est pas significativement associé à la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre. Cette cooccurrence chez l'enfant dans les ménages qui s'approvisionnent à la borne-fontaine ou aux autres sources (vendeurs ambulants, rivière, etc.) se différencie très peu de celle d'un enfant résidant dans un ménage disposant d'un robinet situé dans le logement ou dans la cour. Or une étude récente utilisant les mêmes données observe un effet de l'approvisionnement en eau de boisson sur la fièvre chez les enfants (Bouba Djourdebbé et collab., 2014). Ce constat illustre la complexité des liens de causalité entre l'eau et la santé (Dos Santos, 2011). Pour certains auteurs, il existe un lien causal entre l'accès à l'eau et la santé, même lorsque les facteurs socioéconomiques sont pris en compte (Victora et collab., 1988 ; Woldemicael, 2000). L'effet de l'amélioration de la qualité de l'eau dans la réduction de la morbidité et de la mortalité dues à la diarrhée, par exemple, est de plus en plus reconnu (Ngnikam et collab., 2014). L'eau propre disponible en quantité suffisante est essentielle pour réduire les risques de voir se développer les maladies liées à l'environnement chez les enfants (Haines et collab., 2012). En revanche, pour d'autres auteurs, l'effet de l'accès de l'eau sur la santé s'estompe avec la prise en compte des facteurs socioéconomiques (Tumwine et collab., 2002). L'effet de l'accès de l'eau de boisson est donc

largement controversé en raison des problèmes conceptuels, méthodologiques et des données (Dos Santos et LeGrand, 2007). La multitude des mécanismes en jeu, des sources de données et des méthodes d'analyse n'aboutissent finalement pas à des conclusions unanimes sur cette relation (Dos Santos et LeGrand, 2007).

La cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre chez les enfants varie d'un quartier à l'autre. Tout particulièrement, une cooccurrence plus élevée a été observée chez les enfants résidant à Nioko 2 (31,8 %) par rapport à leurs congénères de Kilwin (28,2 %). À l'inverse, à Polesgo, les enfants présentent une faible cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre (25,5 %). Cet effet important et statistiquement significatif de la variable liée au quartier a été observé dans d'autres études sur la santé environnementale des enfants dans l'OPO (Bouba Djourdebbé et collab., 2014 ; Peumi, 2012). Le constat est le même que dans la littérature : même si les variables individuelles expliquent une proportion importante de la variance de l'état de santé, on retrouve de façon systématique des effets de contexte (Gauvin et Dassa, 2004). Les caractéristiques du quartier s'incarnent dans les facteurs de risque et les vulnérabilités aux maladies (Potvin et collab., 2002). Les enfants sont ainsi influencés par l'exposition aux caractéristiques de leur quartier (Gauvin et Dassa, 2004). Le fait de résider dans un quartier favorisé ou défavorisé influence à la fois les comportements, les attitudes et l'utilisation des soins de santé (Ellen et collab., 2001). Cet effet positif ou néfaste est lié à l'influence des réseaux sociaux (parents, pairs, etc.), à l'organisation sociale et aux ressources du quartier ou encore à la perception que les habitants ont de leur quartier (Bacqué et Fol, 2007). Pour certains sous-groupes (dont les enfants), le quartier peut représenter une importante voie d'accès aux ressources ou, au contraire, un obstacle (Riva et collab., 2007).

Les effets des facteurs démographiques sur la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre chez les enfants

Les résultats montrent également que certaines variables démographiques ont des effets estimés intéressants. Bien que le sexe du chef de ménage ne soit pas associé significativement à la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre, son effet estimé va dans le sens attendu. Le fait d'être femme chef de ménage est ainsi associé à un plus bas niveau de cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre chez les enfants.

La probabilité d'une cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre diminue significativement jusqu'à 3 ans révolus. Cette probabilité est plus

TABEAU 1 Distribution des variables explicatives et probabilités de cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre chez les enfants, OPO 2010

Variables	Effectifs des enfants	Pourcentage des enfants ayant la diarrhée ou fièvre	Pourcentage des enfants ayant la diarrhée et fièvre	Rapport de cote (odds ratio)	Probabilités prédites pour toutes les modalités en %	Probabilités prédites ^a en %	
						(1)	(2)
Insalubrité du ménage							
Salubre	115	32,1	8,7	Réf.	25,9	29,9	11,7
Moyennement salubre	250	36,0	19,2	1,66*	28,7	35,5	17,8
Insalubre	438	36,0	19,2	1,83**	29,2	36,3	19,1
Nature du sol extérieur							
Pavé ou ciment	58	36,2	5,2	Réf.	25,4	28,8	10,9
Terre	698	35,1	18,5	1,85*	28,8	35,5	18,0
Autres	47	36,2	21,3	2,13*	29,6	36,7	20,1
Approvisionnement en eau de boisson							
Robinet	138	33,3	9,4	Réf.	27,7	33,7	15,5
Borne-fontaine	546	35,3	20,8	1,24	28,9	35,8	18,4
Autres sources	119	37,0	12,6	1,05	27,9	34,2	16,1
Densité dans le ménage							
1 à 2 personnes par pièce habitable	269	33,8	18,1	Réf.	28,4	34,8	17,2
3 personnes ou plus par pièce habitable	534	35,9	11,5	1,05	28,7	35,2	17,9
Type de toilettes							
N'a aucun système d'assainissement	45	40,0	17,8	Réf.	28,6	35,1	35,1
A un système d'assainissement	758	35,0	15,6	0,97	28,4	34,8	34,8
Quartier de résidence de l'enfant							
Kilwin	186	36,5	9,7	Réf.	28,2	35,1	16,4
Nonghin	293	35,5	23,2	1,14	29,0	36,3	18,4
Tanghin	124	31,4	11,3	0,67	26,0	30,6	11,8
Polesgo	58	32,7	6,9	0,61	25,5	29,4	10,9
Nioko 2	142	37,3	26,7	1,82**	31,8	39,2	18,2

TABEAU 1 (suite)

Variables	Effectifs des enfants	Pourcentage des enfants ayant la diarrhée ou fièvre	Pourcentage des enfants ayant la diarrhée et fièvre	Rapport de cote (odds ratio)	Probabilités prédites pour toutes les modalités en %	Probabilités prédites ^a en %	
						(1)	(2)
Sexe du chef de ménage							
Homme	712	35,0	17,5	Réf.	28,7	35,2	17,9
Femme	91	37,4	18,6	0,85	27,8	33,7	15,9
Âge de la mère							
15-24 ans	179	35,7	18,9	Réf.	28,4	34,8	17,3
25-34 ans	446	35,9	17,3	1,02	28,6	35,0	17,6
35 ans ou plus	178	33,1	17,4	1,07	28,8	35,4	18,2
Sexe de l'enfant							
Garçon	418	37,1	10,3	Réf.	28,8	35,5	18,3
Fille	385	33,2	13,5	0,89	28,3	34,6	17,1
Âge de l'enfant							
Moins d'un an	79	38,0	31,6	3,88**	32,9	40,1	29,2
1 an	219	36,5	25,1	2,90**	31,2	39,4	23,8
2 ans	186	34,9	19,8	1,88**	28,6	36,2	17,0
3 ans	185	33,5	10,3	1,23	26,2	31,3	11,9
4 ans	134	34,3	4,5	Réf.	25,1	28,5	9,9
Niveau d'éducation							
N'est pas allé à l'école	503	35,2	18,3	Réf.	28,5	35,0	17,5
Est allé à l'école	300	35,3	16,6	1,04	28,7	35,3	18,0

^a Les probabilités prédites sont estimées pour les enfants avec (1) un seul symptôme (diarrhée ou fièvre) et (2) avec deux symptômes (diarrhée et fièvre)

TABLEAU 1 (suite)

Variables	Effectifs des enfants	Pourcentage des enfants ayant la diarrhée ou fièvre	Pourcentage des enfants ayant la diarrhée et fièvre	Rapport de cote (odds ratio)	Probabilités prédites pour toutes les modalités en %	Probabilités prédites ^a en %	
						(1)	(2)
Niveau de vie du ménage							
Bas	349	36,3	19,7	Réf.	28,6	35,0	17,6
Moyen	404	34,6	16,5	0,99	28,5	34,0	17,5
Élevé	50	32,0	12,0	1,24	29,8	36,6	20,7
Ethnie							
Mossi	668	34,4	17,5	Réf.	28,1	34,3	16,6
Non Mossi	135	39,2	18,5	1,65 ^{**}	31,0	37,9	24,1
Malnutrition sévère							
Absence de malnutrition	764	35,3	17,3	Réf.	28,5	35,0	17,4
Présence de malnutrition	39	33,3	28,2	1,33	30,2	37,2	21,7
Seuils							
Seuil (Cut) 1	—	—	—	2,20 ^{**}	—	—	—
Seuil (Cut) 2	—	—	—	3,40 ^{**}	—	—	—
Total	803	803	803		803	803	
Chi 2 de Wald (degrés de liberté)	—	—	—		68,4 (25)	—	
Probabilité	—	—	—		0,0000	—	

^a Les probabilités prédites sont estimées pour les enfants avec (1) un seul symptôme (diarrhée ou fièvre) et (2) avec deux symptômes (diarrhée et fièvre)

élevée chez les enfants de moins d'un an (32,9 %), de 1 an révolu (31,2 %) et de 2 ans révolus (28,6 %) que chez les enfants de 4 ans révolus (25,1 %). En revanche, on observe peu de différence entre les enfants de 3 ans révolus et ceux de 4 ans révolus. L'effet de l'âge de l'enfant baisse également avec le nombre de symptômes chez les enfants, toutes choses étant égales par ailleurs. Ce résultat converge avec ceux obtenus concernant les liens entre facteurs démographiques et morbidité chez les enfants. Plusieurs études antérieures font état de différentiels de problèmes de santé selon l'âge. Il a notamment été observé que l'enfant est particulièrement vulnérable à la diarrhée avant l'âge d'un an. Deux raisons sont classiquement évoquées pour expliquer ce constat. Premièrement, aux âges très jeunes (entre 6 mois et 12 mois), le système immunitaire de l'enfant se développe graduellement alors qu'une baisse des anticorps d'origine maternelle s'effectue (Lamberti et collab., 2013). Deuxièmement, cette période est celle de l'introduction des aliments, qui coïncide avec un risque accru de diarrhée chez les enfants lorsque des précautions d'hygiène ne sont pas prises. L'enfant pourrait être exposé à des aliments contaminés, et ainsi aurait une plus grande probabilité d'être malnutri, ce qui pourrait augmenter par la suite le risque de diarrhée ou de fièvre. L'effet d'âge observé dans notre analyse témoigne aussi de la qualité des données utilisées dans cette étude.

L'effet du sexe de l'enfant n'apparaît pas significatif, même si, dans les analyses univariées, les filles auraient moins souvent un symptôme mais plus souvent plusieurs symptômes. Ce résultat intéressant mérite d'être considéré, étant donné qu'en matière de différences entre filles et garçons au Burkina Faso, de nombreuses caractéristiques sont favorables aux filles (comme les vaccinations, l'alimentation et l'allaitement) alors que d'autres le sont moins (comme l'accès aux soins) (Dabiré, 2002 ; Soura, 2009b). Ce constat va dans le sens de celui de Soura (2009b), qui souligne qu'il n'y a pas de surmortalité des filles au Burkina Faso. Les analyses indiquent également une non-significativité du terme d'interaction entre l'insalubrité du ménage et le sexe de l'enfant, ce qui suggère que l'effet de l'insalubrité du ménage sur la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre semble constant selon le sexe de l'enfant. Autrement dit, on ne peut pas écarter l'hypothèse que les effets de l'insalubrité et du sexe de l'enfant sont indépendants l'un de l'autre.

CONCLUSION

L'objectif de cet article était d'examiner l'influence de l'environnement immédiat et des facteurs démographiques sur la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre, deux problèmes de santé responsables d'une morbidité

élevée chez les enfants en Afrique subsaharienne. L'hypothèse testée au cours de l'analyse était que l'insalubrité du ménage a un effet en même temps sur la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre à Ouagadougou. L'étude a effectivement montré l'existence de liens entre les facteurs environnementaux et démographiques et la cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre. Les résultats de l'étude, en raison d'une meilleure sélection des variables dépendantes et indépendantes, fournissent des preuves directes des effets de l'environnement immédiat sur la santé des enfants en milieu urbain, dans un contexte de recherches où ce genre d'études est confronté à des difficultés méthodologiques (Bouba Djourdebbé et collab., 2014). Les résultats de l'analyse montrent que les influences de l'environnement et celle des facteurs démographiques sont conjointement associées au mauvais état de santé des enfants. Elles sont plus importantes sur la diarrhée ou la fièvre prises isolément et le sont moins sur la diarrhée et la fièvre considérées comme un ensemble, renforçant ainsi l'idée qu'il est pertinent de hiérarchiser les interventions en fonction de leur efficacité à réduire la morbidité chez les enfants. Le fait que ces influences persistent mais diminuent progressivement avec le nombre de symptômes pourrait également être lié à la taille limitée de l'échantillon ou à un effet de sélection. Des modèles-tests effectués n'ont pas montré de problème lié à un effet de sélection (résultats non présentés).

L'une des forces de l'étude est l'utilisation des données de l'OPO ayant recueilli des variables pertinentes sur les facteurs liés à l'environnement en comparaison avec les données des enquêtes standardisées (EDS, etc.), ainsi que des variables socioéconomiques et démographiques, ce qui fait que notre échantillon possède un avantage concernant le biais de sélection par rapport aux échantillons cliniques. Par ailleurs, le décalage temporel entre les informations pendant l'enquête sur la santé de février à août 2010 et celles de l'enquête sur les ménages de mai à décembre 2009 n'introduit pas de biais dans les résultats des estimations puisqu'on peut considérer que les caractéristiques de l'environnement du ménage ne se modifient pas aussi rapidement dans le temps (Peumi, 2012). L'évaluation des données par plusieurs méthodes graphiques et statistiques rassure sur la confiance à accorder aux résultats. L'étude porte également sur une population urbaine spécifique, étant donné que l'OPO couvre cinq quartiers périphériques au nord de la ville qui ont été choisis pour cibler les populations les plus vulnérables, pour lesquelles les données et les interventions dans le domaine de la santé sont prioritaires (Rossier et collab., 2012). Enfin, les connaissances approfondies des auteurs de l'article sur les zones de l'OPO leur permettent de mieux interpréter les résultats des régressions.

Il demeure que ces données doivent être interprétées avec prudence : l'existence d'une cooccurrence de la diarrhée et de la fièvre est basée sur les déclarations des individus, les symptômes déclarés par les répondants (qui ne sont pas les malades eux-mêmes) n'ayant pas été vérifiés par les médecins et ne constituant donc pas l'équivalent (*proxy*) d'un signe clinique. Les déclarations concernant les symptômes peuvent également être biaisées, étant donné que la tendance à reconnaître et à déclarer un symptôme est susceptible d'être plus fréquente chez une mère instruite (Al-Eissa et collab., 2000), ce qui biaiserait l'association entre le niveau d'instruction et la cooccurrence. Une dernière limite concerne la représentativité des résultats. D'un point de vue purement statistique, la population suivie par l'OPO n'est pas représentative de la ville de Ouagadougou. Ce biais est une limite classique à l'analyse de données issues de systèmes de suivi de population basés sur le suivi d'une zone géographique et non sur celui d'une cohorte. Toutefois, les résultats issus de l'exploitation de ces données offrent une bonne illustration des phénomènes qui pourraient être observés dans des contextes similaires, ailleurs à Ouagadougou ou plus généralement en Afrique subsaharienne.

Notre article a ainsi contribué à la compréhension scientifique des liens entre les variables démographiques, celles relatives à l'environnement et le mauvais état de santé des enfants de moins de 5 ans dans les zones suivies par l'OPO. Les résultats de l'analyse incitent à approfondir ces liens dans un échantillon suffisamment grand pour stratifier les analyses selon certaines caractéristiques démographiques individuelles (âge, sexe, etc.). Il serait intéressant à cet effet de recueillir des données longitudinales, qui ont un certain nombre d'avantages par rapport aux données transversales, en particulier car elles permettent de séparer les effets de l'âge des effets de groupe pour des enfants nés la même année et de fournir des informations sur certains changements spécifiques chez les enfants. Les recherches futures devraient examiner certains autres aspects non explorés, par exemple en considérant l'insalubrité générale du quartier. Il y a lieu d'approfondir de manière générale la question des relations entre l'insalubrité locale (du ménage) et l'insalubrité générale, pour savoir laquelle influence le plus le mauvais état de santé des enfants, et ce, au moyen d'analyses multiniveaux.

REMERCIEMENTS

Ce travail a pu être réalisé grâce au financement du Programme population et santé en Afrique subsaharienne (PPSA-financé par la Fondation Bill

et Melinda Gates). Nous remercions le Laboratoire Population-Environnement-Développement (LPED) de l'Institut de recherche pour le développement (IRD) et l'Université de Montréal. Nous tenons à remercier également l'Institut Supérieur des Sciences de la Population (ISSP) de l'Université de Ouagadougou pour avoir mis à notre disposition des données de l'Observatoire de population de Ouagadougou (OPO). Nos remerciements vont également à l'endroit des professeurs Clémentine Rossier, Solène Lardoux et Valéry Ridde ainsi que deux relecteurs anonymes pour leurs commentaires sur une précédente version de ce texte.

BIBLIOGRAPHIE

- ADJIBADE, A. K. 2004. *L'enfant en Centrafrique : famille, santé, scolarité, travail*. Paris, Karthala.
- AL-EISSA, Y. A., A. M. AL-SANIE, S. A. AL-ALOLA, M. A. AL-SHALAAN, S. S. GHAZAL, A. H. AL-HARBI et A. S. AL-WAKEEL. 2000. « Parental perceptions of fever in children », *Annals of Saudi Medicine*, 20, 4 : 202-205.
- ARNOLD, F. 1992. « Sex preference and its demographic and health implications », *International Family Planning Perspectives*, 18, 3 : 93-101.
- BACQUÉ, M.-H. et S. FOL. 2007. « Effets de quartier : enjeux scientifiques et politiques de l'importation d'une controverse », dans J.-Y. AUTHIER, M.-H. BACQUÉ et F. GUÉRIN-PACE (dir.), *Le quartier*, Paris, La Découverte : 181-193.
- BANZA-NSUNGU, B. A. 2004. *Environnement urbain et santé : la morbidité diarrhéique des enfants de moins de cinq ans à Yaoundé (Cameroun)*. Paris, Université de Paris X Nanterre, thèse de doctorat.
- BARTLETT, S. 2003. « Water, sanitation and urban children : the need to go beyond improved provision », *Environment and Urbanization*, 15, 2 : 57-70.
- BECKER, S., R. E. BLACK et K. H. BROWN. 1991. « Relative effects of diarrhea, fever, and dietary energy intake on weight gain in rural Bangladeshi children », *The American Journal of Clinical Nutrition*, 53, 6 : 1499-1503.
- BOCO, G. 2013. « Global patterns of sex differentials in child mortality in Sub-Saharan Africa : Multivariable analysis of 30 national datasets ». Communication présentée au Congrès annuel de l'Association américaine sur la population (APA), 11 au 13 avril. New Orleans.
- BOCQUIER, P., N. J. MADISE et E. M. ZULU. 2011. « Is there an urban advantage in child survival in sub-Saharan Africa ? Evidence from 18 countries in the 1990s », *Demography*, 48, 2 : 531-558.
- BOUBA DJOURDEBBÉ, F., S. DOS SANTOS, T. K. LEGRAND et A. B. Soura. 2014. « Environmental factors and childhood fever in areas of the Ouagadougou Health and Demographic Surveillance System, Burkina Faso », *Journal of Biosocial Science*. <<http://dx.doi.org/10.1017/S0021932014000479>>

- BOYER, F. 2010. « Croissance urbaine, statut migratoire et choix résidentiels des Ouagalais. Vers une insertion urbaine ségrégée ? », *Revue Tiers Monde*, 1, 201 : 47-64.
- BRUCKER-DAVIS, F., P. FERRARI, M. BODA-BUCCINO, K. WAGNER-MAHLER, P. PACINI, J. GAL, P. AZUAR et P. FENICHEL. 2011. « Cord blood thyroid tests in boys born with and without cryptorchidism : correlations with birth parameters and in utero xenobiotics exposure », *Thyroid*, 21, 10 : 1133-1141.
- CALDWELL, J. et P. McDONALD. 1982. « Influence of maternal education on infant and child mortality : levels and causes », *Health Policy and Education*, 2, 3 : 251-267.
- CANTRELLE, P. et T. LOCOH. 1990. *Facteurs culturels et sociaux de la santé en Afrique*. Paris, CEPED.
- CONNOR, D. F., G. EDWARDS, K. E. FLETCHER, J. BAIRD, R.A. BARKLEY ET R. J. STEINGARD. 2003. « Correlates of comorbid psychopathology in children with ADHD », *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 42, 2 : 193-200.
- CURTIS, V., S. CAIRNCROSS et R. YONLI. 2001. « Review : Domestic hygiene and diarrhoea pinpointing the problem », *Tropical Medicine & International Health*, 5, 1 : 22-32.
- DABIRÉ, B. 2002. « Le sexe et le statut de l'enfant dans le ménage. Enfant confié ou enfant du couple peuvent-ils être des facteurs de discrimination ? », Enfants d'aujourd'hui, diversité des contextes, pluralité des parcours. Communication présentée au colloque international de l'AIDELF à Dakar, 10-13 décembre. Dakar, INED.
- DESAI, S. et S. ALVA. 1998. « Maternal education and child health : Is there a strong causal relationship ? », *Demography*, 35, 1 : 71-81.
- DIEZ ROUX, A. V. et C. MAIR. 2010. « Neighborhoods and health », *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1186, 1 : 125-145.
- DOS SANTOS, S. 2011. « Les risques sanitaires liés aux usages domestiques de l'eau. Représentations sociales mossi à Ouagadougou (Burkina Faso) », *Natures Sciences Sociétés*, 19, 2 : 103-112.
- DOS SANTOS, S., F. BOUBA DJOURDEBBÉ, A. NIKIEMA, J.-P. PEUMI et A. B. SOURA. 2011. « Risques environnementaux et santé des enfants. Caractérisation des populations et des quartiers à risque à Ouagadougou ». Communication présentée à la 6^e Conférence africaine sur la population de l'UAPS, 5-9 décembre. Ouagadougou, UAPS.
- DOS SANTOS, S. et T. K. LEGRAND. 2007. « Accès à l'eau et mortalité des enfants à Ouagadougou (Burkina Faso) », *Environnement, risques et santé*, 6, 5 : 365-371.
- DOS SANTOS, S., I. RAUTU, J.-Y. LE HESRAN, M. DIOP, A. MOURTALA, A. NDNKY et R. LALOU. 2015. « Environmental threats and childhood fever during the rainy season in Dakar Senegal : interest in using hierarchical models », *Population and Environment Review*, 36, 4 : 429-451.

- EGONDI, T., C. KYOBUTUNGI, N. NG, K. MUINDI, S. OTI, S. VIJVER, R. ETTARH et J. ROCKLÖV. 2013. « Community perceptions of air pollution and related health risks in Nairobi Slums », *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 10, 10 : 4851-4868.
- ELLEN, I. G., T. MIJANOVICH et K. N. DILLMAN. 2001. « Neighborhood effects on health : exploring the links and assessing the evidence », *Journal of Urban Affairs*, 23, 3, 4 : 391-408.
- ELLIS, K. V., P. C. C. RODRIGUES et C. GOMEZ. 1993. « Parasite ova and cysts in waste stabilization ponds », *Water Research*, 27, 9 : 1455-1460.
- FENN, B., S. S. MORRIS et R. E. BLACK. 2005. « Comorbidity in childhood in northern Ghana : magnitude, associated factors, and impact on mortality », *International Journal of Epidemiology*, 34, 2 : 368-375.
- FERRY, B. 2007. *L'Afrique face à ses défis démographiques. Un avenir incertain*. Paris, AFD-CEPED-Karthala.
- FINK, G., I. GÜNTHER et K. HILL. 2013. « Urban Mortality Transitions : The Role of Slums », *Program on the Global Demography of Aging PGDA Working Papers*, 9913 : 28.
- FINK, G., I. GÜNTHER et K. HILL. 2014. « Slum Residence and Child Health in Developing Countries », *Demography*, 51, 4 : 1175-1197.
- FOBIL, J. N., A. KRAEMER, C. G. MEYER et J. MAY. 2011. « Neighborhood urban environmental quality conditions are likely to drive malaria and diarrhea mortality in Accra, Ghana », *Journal of Environmental and Public Health*. <<http://dx.doi.org/10.1155/2011/484010>>
- GALSTER, G. C. 2012. « The mechanism (s) of neighbourhood effects : Theory, evidence, and policy implications », dans M. VAN HAM, D. MANLEY, N. BAILEY, L. SIMPSON et D. MACLENNAN (dir.), *Neighbourhood effects research : New perspectives*, Springer : 23-56.
- GAUVIN, L. et C. DASSA. 2004. « L'analyse multiniveaux : avancées récentes et retombées anticipées pour l'étude des inégalités sociales et de santé », *Santé, Société et Solidarité*, 3, 2 : 187-195.
- GÜNTHER, I. et K. HARTTGEN. 2012. « Deadly Cities ? Spatial Inequalities in Mortality in sub-Saharan Africa », *Population and Development Review*, 38, 3 : 469-486.
- GYIMAH, S. O. 2002. « Ethnicity and infant mortality in sub-Saharan Africa : The case of Ghana », *PSC Discussion Papers Series*, 16, 10 : 1-31.
- HAINES, A., N. BRUCE, S. CAIRNCROSS, M. DAVIES, K. GREENLAND, A. HISCOX, S. LINDSAY, T. LINDSAY, D. SATTERTHWAITE et P. WILKINSON. 2012. « Promoting Health and Advancing Development through Improved Housing in Low-Income Settings », *Journal of Urban Health*, 90, 5 : 1-22.
- HENRY, S. J. F. et S. DOS SANTOS. 2012. « Rainfall variations and child mortality in the Sahel : results from a comparative event history analysis in Burkina Faso and Mali », *Population et environnement*, 34, 4 : 431-459.
- INSD et ICF INTERNATIONAL. 2012. *Enquête démographique et de santé et à indicateurs multiples du Burkina Faso 2010 (EDSBF-MICS IV)*. INSD et ORC Macro.

- KEISER, J., J. UTZINGER, M. C. DE CASTRO, T. A. SMITH, M. TANNER et B. H. SINGER. 2004. « Urbanization in sub-saharan Africa and implication for malaria control », *The American Journal of Tropical Medicine and Hygiene*, 71, 2 : 118-127.
- KIMANI-MURAGE, E. W., N. J. MADISE, J.-C. FOTSO, C. KYOBUTUNGI, M. K. MUTUA, T. M. GITAU et N. YATICH. 2011. « Patterns and determinants of breastfeeding and complementary feeding practices in urban informal settlements, Nairobi Kenya », *BMC Public Health*, 11 : 396.
- KUATÉ DEFO, B. 1997. « Causes et déterminants de la mortalité avant l'âge de deux ans en Afrique subsaharienne : application des modèles à risques concurrents », *Cahiers québécois de démographie*, 26, 1 : 3-40.
- KUATÉ DEFO, B. 2013. « Excess male mortality : Between child biology, preconception environment and institutions ». Communication présentée au 27^e congrès international sur la population de l'APA, 26-31 août, Busan, Corée.
- LALOU, R. et T. K. LEGRAND. 1997. « Child mortality in the urban and rural Sahel », *Population*, 9 : 147-168.
- LAMBERTI, L. M., I. ZAKARIJA-GRKOVIĆ, C. L. F. WALKER, E. THEODORATOU, H. NAIR, H. CAMPBELL et R. E. BLACK. 2013. « Breastfeeding for reducing the risk of pneumonia morbidity and mortality in children under two : a systematic literature review and meta-analysis », *BMC Public Health*, 13, 3 : 1-8.
- LEGRAND, T. K. et C. S. M. MBACKÉ. 1995. « Sex differences in mortality among young children in the Sahel », *Population Bulletin of the United Nations*, 39 : 79-111.
- LOCOH, T. 1986. « La répartition par sexe des enfants hospitalisés à Lomé (Togo) », dans P. CANTERELLE, I. DIOP, M. GARENNE, M. GUEYE et A. SADIO (dir.), *Estimation de la mortalité du jeune enfant (0-5 ans) pour guider les actions de santé dans les pays en développement*, Paris, INSERM : 183-196.
- LOPEZ, A. D., C. D. MATHERS, M. EZZATI, D. T. JAMISON et C. J. L. MURRAY. 2006. « Global and regional burden of disease and risk factors, 2001 : systematic analysis of population health data », *The Lancet*, 367, 9524 : 1747-1757.
- MACRITCHIE, L. A., C. J. HUNTER et N. J. C. STRACHAN. 2013. « A population-based exposure assessment of risk factors associated with gastrointestinal pathogens : a Campylobacter study », *Epidemiology and Infection*, 141, 5 : 976-986.
- MARMOT, M., S. FRIEL, R. BELL, T. A. J. HOUWELING et S. TAYLOR. 2008. « Closing the gap in a generation : health equity through action on the social determinants of health », *The Lancet*, 372, 9650 : 1661-1669.
- MAZZOCCHETTI, J. 2007. « De l'autorité à l'affect : transformation des paternités au sein de la jeunesse ouagalaise scolarisée (Burkina Faso) », *Recherches sociologiques et anthropologiques*, 38, 2 : 47-64.
- McMICHAEL, A. J. 2000. « The urban environment and health in a world of increasing globalization : issues for developing countries », *Bulletin of the World Health Organization*, 78, 9 : 1117-1126.
- MOKORI, A., S. L. HENDRIKS, P. ORISKUSHABA et A. OELOFSE. 2013. « Changes in complementary feeding practices and nutrition status in returnee children aged

- 6-23 months in northern Uganda », *South African Journal of Clinical Nutrition*, 26, 4 : 201-211.
- MORRISON, C. et LINSKENS, C. 2000. Les facteurs explicatifs de la malnutrition en Afrique subsaharienne. Document de travail. OCDE.
- MOSLEY, W. H. et S. BECKER. 1991. « Demographic models for child survival and implications for health intervention programmes », *Health Policy and Planning*, 6, 3 : 218-233.
- MOSLEY, W. H. et L. C. CHEN. 1984. « An analytical framework for the study of child survival in developing countries », *Population and Development Review*, 10 : 25-45.
- MUKE, S. 2003. *La place du père africain dans la période périnatale*. Liège, Eres.
- MULHOLLAND, K. 2005. « Commentary : Comorbidity as a factor in child health and child survival in developing countries », *International Journal of Epidemiology*, 34, 2 : 375-377.
- NATIONS UNIES. 2014. *Situation de la population mondiale en 2014. Rapport concis*. New York, Nations Unies.
- NGNIKAM, E., B. MOUGOUÉ, R. FEUMBA, I. NOUMBA, G. TABUE et J. MELI. 2014. « L'eau, les déchets et la santé des enfants dans les quartiers à faible revenu de Yaoundé », dans *La Recherche Écosanté en pratique*, Springer : 239-252.
- NGWÉ, E. et A. B. BANZA-NSUNGU. 2007. *Les déterminants socio-environnementaux de la morbidité diarrhéique des enfants de moins 5 ans en milieu urbain au Cameroun : Les villes de Ebolowa et Maroua*. Paris, CICRED.
- ORGANISATION MONDIALE DE LA SANTÉ (OMS). 2009. *Normes de croissance OMS et identification de la malnutrition aiguë sévère chez l'enfant*. Genève, OMS.
- ORGANISATION MONDIALE DE LA SANTÉ (OMS). 2010. *WHO Public Health and Environment in the African Region : Report on the work of WHO (2008-2009)*. Genève, OMS.
- ORGANISATION MONDIALE DE LA SANTÉ (OMS). 2012. *Statistiques sanitaires mondiales 2012*. Genève, OMS.
- OZER, P. et D. PERRIN. 2014. « Eau et changement climatique. Tendances et perceptions en Afrique de l'Ouest », dans A. BALLOUCHE et N. A. TAÏBI (dir.), *Eau, milieux et aménagement. Une recherche au service des territoires*, Angers, Presses de l'Université d'Angers : 227-245.
- PARASHAR, U. D., J. S. BRESEE et R. I. GLASS. 2003. « The global burden of diarrhoeal disease in children », *Bulletin of the World Health Organization*, 81, 4 : 236-236.
- PEUMI, J.-P. 2012. *Facteurs environnementaux et symptômes des troubles oculaires et cutanés chez les enfants de moins de cinq ans : cas des zones de l'Observatoire de population de Ouagadougou*. Montréal, Université de Montréal, Département de démographie, mémoire de maîtrise.
- PONGOU, R. 2013. « Why is infant mortality higher in boys than in girls ? A new hypothesis based on preconception environment and evidence from a large sample of twins », *Demography*, 50, 2 : 421-444.

- POTVIN, L., R. LESSARD et P. FOURNIER. 2002. « Inégalités sociales de santé », *Revue canadienne de santé publique*, 93, 2 : 134-137.
- RIVA, M., L. GAUVIN et T. A. BARNETT. 2007. « Toward the next generation of research into small area effects on health : a synthesis of multilevel investigations published since July 1998 », *Journal of Epidemiology & Community Health*, 61, 10 : 853-861.
- ROSSIER, C., A. SOURA, B. BAYA, G. COMPAORÉ, B. DABIRÉ, S. DOS SANTOS, G. DUTHÉ, B. GNOUMOU, J.F. KOBIANÉ et S. KOUANDA. 2012. « Profile : The Ouagadougou Health and Demographic Surveillance System », *International Journal of Epidemiology*, 41, 3 : 658-666.
- SATTERTHWAITE, D. 2003. « The links between poverty and the environment in urban areas of Africa, Asia, and Latin America », *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 590, 1 : 73-92.
- SCHÉMANN, J.-F. 2006. « Que peut-on attendre de l'assainissement et du contrôle des mouches dans la prévention du trachome ? », dans A.-M. MOULIN, J. ORFILA, D. SACKO et J.-F. SCHÉMANN (dir.), *Lutte contre le trachome en Afrique subsaharienne*, Paris, IRD : 168-174.
- SOMDA, J. C. 1995. « Les pratiques de sevrage au Burkina Faso », dans S. TRÈCHE, B. DE BENOIST, D. BENBOUZID et F. DELPEUCH (dir.), *L'alimentation de complément du jeune enfant*, Genève, OMS-ORSTOM : 15-26.
- SOURA, B. A. 2009a. *Analyse de la mortalité et de la santé des enfants à Ouagadougou*. Louvain, Presses universitaires de Louvain.
- SOURA, B. A. 2009b. « Disparités spatiales de mortalité infanto-juvénile à Ouagadougou : niveaux, tendances et facteurs explicatifs », *Espace Populations Sociétés*, 1 : 159-174.
- SVERDLIK, A. 2011. « Health and poverty : a literature review on health in informal settlements », *Environment and Urbanization*, 23, 1 : 123-155.
- TRUSSELL, J., E. VAN DE WALLE et F. VAN DE WALLE. 1989. « Norms and behaviour in Burkinabe fertility », *Population Studies*, 43, 3 : 429-454.
- TUMWINE, J. K., J. THOMPSON, M. KATUA-KATUA, M. MUJWAJUZI, N. JOHNSTONE, E. WOOD et I. PORRAS. 2002. « Diarrhoea and effects of different water sources, sanitation and hygiene behaviour in East Africa », *Tropical Medicine & International Health*, 7, 9 : 750-756.
- UN-HABITAT. 2014. *The state of African cities 2014*. Nairobi, UN-Habitat.
- VALDERAS, J. M., B. STARFIELD, B. SIBBALD, C. SALISBURY et M. ROLAND. 2009. « Defining Comorbidity : Implications for Understanding Health and Health Services », *The Annals of Family Medicine*, 7, 4 : 357-363.
- VAN DE POEL, E., O. O'DONNELL et E. VAN DOORSLAER. 2009. « What explains the rural-urban gap in infant mortality : household or community characteristics ? », *Demography*, 46, 4 : 827-850.
- VAN OOSTROM, S. H., H. S. J. PICAVET, B. M. VAN GELDER, L. C. LEMMENS, N. HOEYMANS, C. E. VAN DIJK, R. A. VERHEIJ, F. G. SCHELLEVIS et C. A. BAAN.

2012. « Multimorbidity and comorbidity in the Dutch population-data from general practices », *BMC Public Health*, 12, 1 : 715-724.
- VICTORA, C. G., P. G. SMITH, J. P. VAUGHAN, J. P. VAUGHAN, L. C. NOBRE, C. LOMBARD, A. M. B. TEIXEIRA, S. C. FUCHS, L. B. MOREIRA, L. P. GIGANTE et F. C. BARROS. 1988. « Water supply, sanitation and housing in relation to the risk of infant mortality from diarrhoea », *International Journal of Epidemiology*, 17, 3 : 651-654.
- WILLIAMS, B. G., E. GOUWS, C. BOSCHI-PINTO, J. BRYCE et C. DYE. 2002. « Estimates of world-wide distribution of child deaths from acute respiratory infections », *The Lancet*, 2, 1 : 25-32.
- WOLDEMICAEL, G. 2000. « The effects of water supply and sanitation on childhood mortality in urban Eritrea », *Journal of Biosocial Science*, 32, 2 : 207-227.

ABSTRACT

Franklin BOUBA DJOURDEBBÉ, Stéphanie DOS SANTOS, Thomas K. LEGRAND and Abdramane Bassiahi SOURA

Influence of environmental and demographic factors in the cooccurrence of diarrhea and childhood fever in five neighbourhoods of Ouagadougou (Burkina Faso)

Co-occurrence of symptoms is a public health problem in many developing countries. In part due to a lack of appropriate data, there is little evidence of linkages between co-occurrence of diarrhoea and fever, and environmental and demographic factors. We use data on the five neighbourhoods followed by the Ouagadougou Health and Demographic Surveillance System to examine the influence of environmental and demographic factors on the co-occurrence of diarrhoea and fever. Multivariate ordered logit models show that the effects of environmental and demographic factors are more important for diarrhoea or fever than for diarrhoea and fever. The results of the analysis also show that unsanitary housing, the nature of the ground outside, and the child's age are important factors in co-occurrence of diarrhoea and fever in children.