

Résultats partiels d'un panel de données des déterminants de la mortalité infantile au Brésil

Bugelli, Alexandre^a - da Silva, Roxane Borgès^b - Sicotte, Claude^b - Dowbor, Ladislau^c

Résumé

Récemment, la réduction des taux de mortalité infantile au Brésil a commencé à ralentir. Nous avons mené une étude statistique pour identifier les possibles raisons de ce ralentissement afin de contribuer à la formulation de politiques publiques. Les résultats suggèrent qu'une tendance persistante d'élevés taux de chômage et de réduction du revenu en raison de crises politico-économiques a aggravé les conditions de vie des ménages plus pauvres. Cela, allié à une probable recrudescence de la concentration de revenu, a contribué pour cette dégradation sociale, affectant la mortalité infantile.

Mots clés : mortalité infantile, politiques publiques, déterminants sociaux de la santé, inégalités en matière de santé et panel de données

Resumo

Recentemente, a redução das taxas de mortalidade infantil no Brasil começou a desacelerar. Realizamos um estudo estatístico para identificar as possíveis razões para essa desaceleração, afim de contribuir para a formulação de políticas públicas. Os resultados sugerem que uma tendência persistente de alta taxa de desemprego e redução da renda devido a crises político-econômicas agravou as condições de vida das famílias mais pobres. Isso, combinado com um provável aumento na concentração de renda, contribuiu para essa deterioração social, afetando a mortalidade infantil.

Palavras-chave: mortalidade infantil, políticas públicas, determinantes sociais da saúde, iniquidades em saúde e painel de dados

Introduction

Le taux de mortalité infantile (TMI) est un indicateur fiable de la santé de la population et de l'efficacité des systèmes de santé^{1,2,3}. De plus, le TMI est capable d'estimer les inégalités sociales et de santé des populations⁴. Une réduction significative de ce taux est un indicateur fiable de la performance de politiques publiques visant à atténuer les inégalités sociales et de santé⁵.

Le Brésil est reconnu comme un des pays engagés dans l'objectif de réduction du TMI⁶. Depuis 2009, la réduction des taux de mortalité infantile au Brésil a commencé à ralentir⁷. De plus, la région métropolitaine de São Paulo a vécu récemment une augmentation préoccupante du taux de mortalité parmi les enfants de 0 à 1 an⁸.

Ces données soulèvent des questions quant aux résultats des politiques publiques, comme le programme de transfert conditionnel en espèce *Bolsa Família*, ou le programme de soins de santé primaires *Saúde da Família*, par rapport à un contexte de crises économiques et

^a Programme PhD de Santé Publique de l'Université de Montréal – ESPUM.

^b Chercheur de l'IRSPUM - Institut de Recherche de Santé Publique de l'université de Montréal et Professeur de l'ESPUM - École de Santé Publique de l'Université de Montréal.

^c Professeur de PUC-SP - Pontifícia Universidade Católica de São Paulo – Faculdade de Economia e Administração - Programa de Pós-graduados.

politiques, et, plus récemment, d'austérité budgétaire. Après une révision de la littérature, nous soulevons l'hypothèse que le taux d'occupation (ou de chômage) est un facteur particulièrement important pour expliquer les variations récentes du taux de mortalité infantile. À partir d'un protocole de recherche déposé à l'École de Santé Publique de l'Université de Montréal, nous avons mené une étude statistique pour identifier les principaux déterminants de la mortalité infantile au Brésil depuis l'implantation du SUS (le *Sistema Único de Saúde* brésilien), et de politiques sociales et de santé, telles que les programmes *Bolsa Família* (PBF) et *Saúde da Família* (PSF), entre 2004 et 2015, afin de contribuer à la conception et au perfectionnement des politiques publiques.

Nos questions de recherche sont :

1. S'il existe une influence du taux d'occupation (ou de chômage) sur les taux de mortalité infantile et, s'il existe une influence, qu'elle est la portée de cette influence par rapport aux changements dans le taux de mortalité infantile ;
2. Identifier les principaux éléments influençant le taux de mortalité infantile depuis l'implantation des programmes *Bolsa Família* et *Saúde da Família*, pour tenter d'identifier d'autres facteurs capables d'expliquer les changements dans le taux de mortalité infantile.

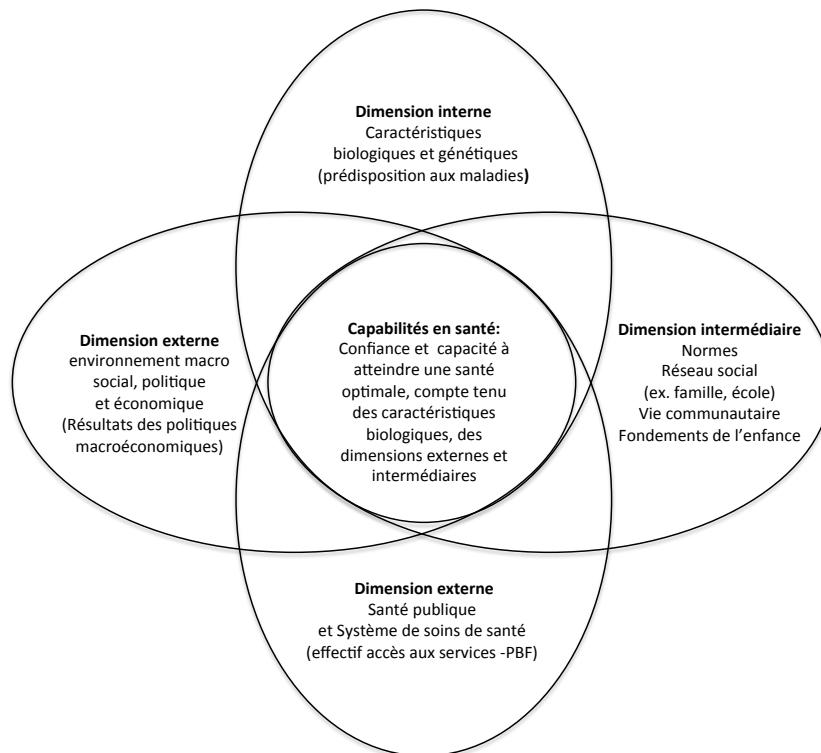
Données et méthode

Les données

Nos données répondent à un cadre conceptuel basé sur un modèle d'intervention développé par Ruger⁹, qui met l'accent sur le concept des capacités (*capabilities*) développé par l'économiste Amartya Sen¹⁰. Le Modèle Conceptuel de Capacités en Santé (MCS) a comme caractéristique principale d'être une approche équilibrée entre l'action de l'État et l'autonomie de l'individu (figure 1). L'hypothèse du MCS est que la santé d'un individu est le résultat de l'interaction de trois dimensions: la dimension interne, correspondant à une prédisposition individuelle aux maladies liée à des facteurs génétiques; la dimension intermédiaire, relative à l'environnement et au contexte dans lequel les individus vivent, et la dimension externe, qui réfère aux politiques publiques et au système de santé.

Figure 1.

Modèle conceptuel de capacités en santé (MCS)*



(*) Modèle simplifié du *Conceptual Model of Health Capability* (Ruger, 2010)

Les politiques publiques et le contexte économique sont responsables de la création d'emplois et de l'augmentation du revenu, étant donnée la structure du système de soins de santé et certaines conditions environnementales et la disponibilité des services d'assainissement comme réseaux d'égout et d'eaux traitées, constituant la dimension externe du modèle.

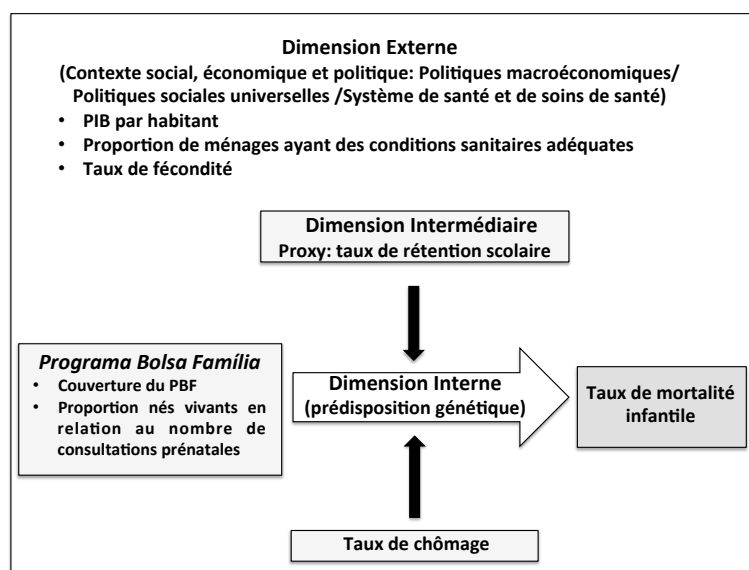
Ces facteurs interagissent avec les programmes sociaux et de santé, comme le *Bolsa Família* et le *Saúde da Família*, à travers des incitatifs financiers liés à l'accomplissement de certaines conditions. Ces conditions prévoient que les femmes enceintes et allaitantes sont tenues de participer régulièrement de consultations prénatales, et que les enfants de moins de 7 ans doivent de suivre le programme de vaccination du système de santé autant que des bilans de santé et le suivi de la croissance en fonction de leur âge. Les familles ayant des enfants d'âge scolaire sont assujetties au contrôle de leurs enfants en lien avec la fréquentation scolaire obligatoire. Ces incitatifs encouragent les bénéficiaires du programme à utiliser de façon plus effective le système de soins de santé ^{11,12,13}, simulant l'interaction entre les dimensions externes et intermédiaire du modèle proposé par Ruger. De l'interaction entre ces dimensions, étant donné la dimension interne de l'individu, il se produit les conditions qui déterminent l'état de la santé populationnelle, exprimée en termes de mortalité infantile.

Ainsi, à partir d'un recensement des études dédiées à étudier le taux de mortalité au Brésil de 2004 à présent, nous avons identifié les dimensions externes et intermédiaires qui recouvrent les principaux déterminants de la mortalité infantile au Brésil : les politiques publiques, le système de santé et son utilisation, les déterminants socioéconomiques et environnementales (figure 2).

La dimension politique réfère à la capacité des politiques publiques d'influencer les taux de mortalité, notamment les politiques sociales, de santé et macroéconomiques.

Le recensement des écrits indique que les programmes *Saúde da Família (PSF)* et *Bolsa Família (PBF)*, ainsi que les politiques économiques peuvent exercer une influence considérable sur la mortalité infantile.

Figure 2.



Le système de santé, à travers l'implantation d'un système universel de santé et de l'augmentation de l'offre des services de santé du PSF en conjugaison avec le PBF, ont impacté sur les taux de mortalité infantile. De même, les politiques économiques peuvent affecter les taux de mortalité infantile à travers la création de l'emploi, l'augmentation du revenu, l'amélioration des conditions socioéconomiques, environnementales et d'assainissement.

Nous avons créé une base de données agrégées secondaires au cours de 12 périodes (années), comprenant l'intervalle de 2004 à 2015, et ayant comme unités d'analyse les 26 états brésiliens, répartis entre les 5 macro régions socioéconomiques. Compte tenu que la capitale, Brasília, le siège politique du gouvernement, est une ville-état ayant un revenu par habitant disproportionné par rapport aux autres états, nous considérons que l'utilisation des données provenant de cette unité peut entraîner des biais dans nos modèles. La capitale fédérale de Brasilia est donc exclue de notre analyse.

Les variables dépendantes

Nos variables dépendantes sont les principaux indicateurs de mortalité infantile : le taux de mortalité néonatale (MNN), le taux de mortalité entre 0 et 1 ans (M1) et le taux de mortalité infantile entre 0 et 5 ans (M5). Ces indicateurs sont largement utilisés dans les études qui portent sur la mortalité infantile. Cela nous permettra de comparer nos résultats par rapport à d'autres études.

Le taux de mortalité infantile néonatale est calculé par le rapport entre les enfants décédés entre 0 à 27 jours de vie et les nés vivants au cours d'un an :

$$MNN = \left(\frac{\text{nombre de décès d'enfants de 0 à 27 jours de vie}}{\text{nombre de nés vivants selon le lieu de résidence des mères}} \right) \times 1000$$

Le taux de mortalité infantile de 0 à 1 an est calculé par le rapport des enfants décédés entre 0 à 364 jours de vie sur les nés vivants au cours d'un an :

$$M1 = \left(\frac{\text{nombre de décès d'enfants de 0 à 364 jours de vie}}{\text{nombre de nés vivants selon le lieu de résidence des mères}} \right) \times 1000$$

Le taux de mortalité infantile de 0 à 5 ans est calculé par le rapport des enfants décédés entre 0 à 5 ans de vie sur les nés vivants au cours d'un an :

$$M5 = \left(\frac{\text{nombre de décès d'enfants de 0 à 5 ans d'âge}}{\text{nombre de nés vivants selon le lieu de résidence des mères}} \right) \times 1000$$

Les variables indépendantes

1) La variable indépendante principale à l'étude est le taux d'occupation des 26 états brésiliens (OCC), calculé à partir de la méthodologie utilisée par l'Institut brésilien de Géographie et Statistique (IBGE), soit le rapport entre le total de personnes de 10 ans ou plus occupées (PO) et le total de personnes économiquement actives (PEA). À partir d'un recensement des écrits, nous soutenons que le taux d'occupation est un des principaux facteurs responsables de changements récents dans le taux de mortalité infantile au Brésil. La formule pour le taux d'occupation est alors :

$$OCC = \left(\frac{PO}{PEA} \right) \times 100$$

Note : en plus d'utiliser le taux d'occupation au cours d'une même année (OCC), nous avons recours à trois décalages temporels du taux d'occupation. Les variables OCC1, OCC2 et OCC3 réfèrent au taux d'occupation en considérant un, deux et trois années, respectivement, de retard en relation aux autres variables. Cette stratégie vise à déterminer dans quelle dimension temporelle le taux d'occupation peut avoir un effet sur le taux de mortalité infantile.

2) Le revenu par habitant réel (PIB), correspond à la valeur du Produit Intérieur Brut déflaté d'un état (PIBR) divisé par le nombre d'habitants de l'état (NH), au cours d'un an :

$$PIB = \left(\frac{PIBR}{NH} \right)$$

2.a) Nous avons également contrôlé l'impact du revenu sur les taux de mortalité stratifié par le nombre de salaires minimums nominaux moyens perçus (SM) par le nombre total de ménages de l'état (TM), selon les catégories suivantes : revenu faible : de 0 à 1 salaire minimum (REV_F < 1 SM); revenu faible-moyen : de 1 à 2 salaires minimums (1 SM < REV_E < 2 SM) ; revenu moyen : de 2 à 5 salaires minimum (2 SM < REV_D < 5 SM); revenu moyen-élevé : de 5 à 10 salaires minimums (5 SM < REV_C < 10 SM); revenu élevé : de 10 à 20 salaires minimums (10 SM < REV_B < 20 SM) et revenu très élevé : de plus de 20 salaires minimums (REV_A > 20 SM). Ces variables nous ont permis de vérifier comment les différents catégories de revenus sont associées avec les taux de mortalité infantile (MNN, M1 et M5) :

$$REV_A \text{ à } REV_F = \left(\frac{SM}{TM} \right)$$

3) Le taux de couverture du programme *Bolsa Família* (PBF) est la proportion de familles effectivement suivies par le programme *Bolsa Família* (FS) par rapport au nombre de familles à suivre (FAS) d'un état au cours d'un an. Le taux de couverture est également une variable de contrôle et un instrument pour évaluer l'effet de ce programme de protection sociale sur le taux de mortalité infantile entre 2004 et 2015 :

$$PBF = \left(\frac{FS}{FAS} \right) \times 100$$

4) Le taux de fertilité (TF) est le rapport entre les naissances vivantes (NV) d'un an à l'ensemble de la population féminine à l'âge de procréer (PFAP), au Brésil entre 15 et 49 ans. Compte tenu que la littérature soulève l'effet du taux de fécondité sur le taux de mortalité infantile, cette variable est une variable de contrôle:

$$TF = \left(\frac{NV}{PFAP} \right) \times 1000$$

5) Le taux de couverture d'approvisionnement d'eau totale (EAUU) correspond à la proportion du total de ménages avec accès au service d'approvisionnement d'eau (MAET) divisé par le total de ménages de l'état au cours d'un an. Toutes les variables concernant les

services d'assainissement et d'approvisionnement total d'eau sont des variables de contrôle des conditions sanitaires :

$$EAUU = \left(\frac{MAET}{TM} \right) \times 100$$

6) Le taux de couverture de services d'assainissement totale (EGOU) est la proportion du total de ménages avec accès aux services de collecte et traitement d'égout (MACTE) par rapport au nombre total de ménages avec accès à l'approvisionnement d'eau d'un état, au cours d'un an :

$$EGOU = \left(\frac{MACTE}{TME} \right) \times 100$$

7) Le taux de couverture d'approvisionnement d'eau rurale (EAUR) est la proportion de ménages dans les zones rurales ayant accès au service d'approvisionnement d'eau (MAER) divisé par le total de ménages d'un état, au cours d'un an (EAUR) :

$$EAUR = \left(\frac{MAER}{TM} \right) \times 100$$

8) Le taux de couverture de services d'assainissement rurale est (EGOUR) est la proportion de ménages dans les zones rurales avec accès aux services de collecte et traitement d'égout (MACTER) par rapport au nombre total de ménages avec accès à l'approvisionnement d'eau d'un état, au cours d'un an :

$$EGOR = \left(\frac{MACTER}{TME} \right) \times 100$$

9) l'AMDS réfère au nombre d'admissions hospitalières en raison des conditions d'assainissement et environnementales (ADM) selon le codage internationale des maladies de l'OMS (CIM-10), par rapport au nombre d'habitants dans état (NH), au cours d'un an. Différemment des autres variables liées aux conditions sanitaires, cette variable fonctionne comme contrôle, mais également comme une tentative d'identifier un possible effet de l'environnement sur la mortalité infantile :

$$ADMS = \left(\frac{ADM}{NH} \right) \times 1000$$

10) La proportion de naissances vivantes (NV) par rapport au nombre de consultations prénatales (PRE) par état, au cours d'un an (NASCPRE). Cette variable est une variable de contrôle qui nous a permis d'identifier l'effet de l'utilisation effective du système de services de santé primaires par rapport au taux de mortalité infantile. Comme il s'agit d'une variable qui mesure le résultat d'accouchements réussis moyens, nous pouvons encore considérer cette variable comme le lien entre l'efficacité des soins prénataux primaires et la mortalité infantile :

$$NASCPRE = \left(\frac{NV}{PRE} \right) \times 100$$

11) Le taux de rétention scolaire (RESC) correspond au rapport entre le taux d'inscriptions scolaires net dans le niveau secondaire (TISS) divisé par le nombre d'inscriptions scolaires net dans le niveau primaire (TISP) au cours d'un an par état. Cette variable est importante dans notre modèle conceptuel. Le taux de rétention scolaire fonctionne comme variable de contrôle pour l'éducation, nous permettant d'avoir la magnitude de « l'interaction » entre les dimensions externes et intermédiaires proposés par le MCS de Ruger. Cela nous permet d'inférer dans qu'elle mesure l'environnement social (selon Ruger, la vie familiale et communautaire contribuant aux fondements de l'enfance, étant donnés les dimensions externes, mesuré en termes de valeur social « produit » dans les ménages, tel comme la participation dans la force de travail (taux d'occupation) :

$$RESC = \left(\frac{TISS}{TISP} \right) \times 100$$

Les données ont été obtenues à partir de différents systèmes d'information. Les données relatives aux différentes taux de mortalité infantiles (MNN, M1 et M5), le taux de

couverture du programme *Bolsa Família* (PBF), la proportion de naissances vivantes par rapport au nombre de consultations prénatales (NASCPRE) et d'admissions hospitalières due aux conditions d'assainissement et environnementales par mil habitants (ADMS) ont été obtenus dans le système d'informations Datusus du Ministère de la Santé, plateforme Tabet.

Les taux d'occupation, (OCC), le taux de fertilité (TF), le taux de rétention scolaire (RESC), le produit intérieur brut (PIB) et le revenu des ménages stratifié selon des catégories socioéconomiques ont été obtenus à partir de la base de données de l'Institut Brésilien de Géographie et Statistique (IBGE-base SIDRA).

Le taux de couverture des services de collecte et de traitement d'égout (EGOU et EGOR), et d'eau traitée (EAUU et EAUR) ont été obtenus dans la base de données du Système National d'Informations sur le Système Sanitaire-SNIS du Ministère du Développement Régional. Il faut noter que le SNIS ne fournit pas d'informations sur la collecte et le traitement d'égout en relation à la population totale d'un état. Les données relatives aux services d'égout sont fournies par rapport aux ménages desservies par l'approvisionnement d'eau.

La raison d'utiliser cinq types de variables liées aux conditions d'assainissement et environnementales (ADMS, EAUU, EAUR, EGOU et EGOR) est que les différentes natures des indicateurs peuvent fournir des pistes concernant des facteurs liées à l'accès aux services d'égout et d'eau traitée et les conditions environnementales par rapport aux admissions hospitalières. En fait, la variable ADMS prend en compte les admissions selon une liste de maladies classées dans le code international de maladies CIM-10 de l'OMS, liées aux conditions d'assainissement qui peuvent constituer un facteur de confusion avec des facteurs environnementaux. Cette difficulté d'isoler une possible relation entre les admissions hospitalières (ADMS) exclusivement liées aux questions environnementales nous a motivé de tenter de comparer les résultats des panels utilisant les données relatives aux conditions d'assainissement (EAUU, EAUR, EGOU et EGOR) avec les admissions hospitalières dans les trois indicateurs de mortalité infantile (MNN, M1 et M5).

Méthodologie

Notre stratégie de recherche se situe dans le domaine de la recherche expérimentale, particulièrement de l'expérimentation invoquée¹⁴. Compte tenu que les états brésiliens se regroupent dans quatre grandes macro-régions distinctes en termes de caractéristiques socio-économiques (le Nord, le Nord-est, Sud, le Sud-Est et le Centre-ouest), et que certaines variables socioéconomiques comme le taux d'occupation ne sont diffusées que sous la forme d'agrégées de données au niveau de grandes régions, d'états ou du pays, nous avons opté pour un devis de recherche quantitative corrélational longitudinal à travers des modèles de régressions linéaires à multivoies d'effets fixes (MWFE-*Multi Way Fixed Effects*).

Notre défi, en termes méthodologiques, est d'obtenir d'inférences consistants afin de répondre à nos questions de recherche, à partir des modèles statistiques capables de saisir des relations entre la variable d'intérêt et les variables indépendantes sous l'influence de différences socioéconomiques des états brésiliens, repartis dans les cinq macro-régions socioéconomiques. En ce sens, l'avantage des panels multivoies d'effets fixes par rapport à d'autres modèles de panel de données multiniveaux conventionnels (effets mixtes) est d'être capable de traiter les observations en plus de deux niveaux d'effets fixes (états, macro-régions et le temps) sans perdre les caractéristiques d'une analyse longitudinale.

La conception du modèle statistique

Nous avons mené 54 panels de données. 36 panels combinant différentes alternatives de variables dépendantes (MNN, M1 et M5) et indépendantes : le taux d'occupation actuel

(OCC) et le taux d'occupation décalés jusqu'à trois périodes (OCC1 = 1 année, OCC2 = 2 années et OCC3 = 3 années), le taux d'admission hospitalière en raison des conditions environnementales (ADMS) et alternativement les taux de couverture d'eau et d'égout (EAUU, EAUR, EGOU et EGOR). Plus 18 panels combinant différentes alternatives de variables dépendantes (MNN, M1 et M5) et les variables indépendantes (ayant l'ADMS comme variable de contrôle pour les conditions d'assainissement et environnementales) afin d'évaluer l'impact du revenu stratifié selon les salaires minimums nominaux moyens aperçus par les ménages (REV_A à REV_F).

L'utilisation des décalages temporels dans le taux d'occupation a comme but principal d'identifier dans quelle dimension temporelle l'occupation (ou le chômage) peut impacter sur la mortalité infantile néonatale (MNN), de 0 à 1 an (M1) et de 0 à 5 ans (M5), en supposant que l'emploi possiblement opère de façon différente à court et à long terme par rapport aux variables socioéconomiques.

La conception de base du modèle proposé respect la formulation suivante :

$$Y_{ijt} = \alpha_{ijt} + \beta_{occ_{ijt}} + \beta_{pib_{ijt}} + \beta_{2_{pbf_{ijt}}} + \beta_{3_{tf_{ijt}}} + \beta_{4_{resc_{ijt}}} + \beta_{5_{nascpre_{ijt}}} + \beta_{6_{adms_{ijt}}} + \dots + \theta_i + \Psi_j + \varepsilon_{ijt}$$

Où, " Y_{ijt} " est le résultat de l'unité (scalaire) au temps "t", " α_{ijt} " l'ordonnée à l'origine spécifique à chaque unité, " OCC_{ijt} ", " PIB_{ijt} ", " PBF_{ijt} ", " $REV_{A_{ijt}}$ ", " $REV_{B_{ijt}}$ ", " $REV_{C_{ijt}}$ ", " $REV_{D_{ijt}}$ ", " $REV_{E_{ijt}}$ ", " $REV_{F_{ijt}}$ ", " TF_{ijt} ", " $RESC_{ijt}$ ", " $NASCPRE_{ijt}$ ", " $ADMS_{ijt}$ ", " $EAUU_{ijt}$ ", " $EAUR_{ijt}$ ", " $EGOU_{ijt}$ " et " $EGOR_{ijt}$ ", sont les vecteurs (1 x K) des covariantes qui varient dans le temps. Les β 's sont les vecteurs des coefficients, " θ_i " et " Ψ_j " sont les scalaires des effets fixes, invariants dans le temps et " ε_{ijt} " est le terme d'erreur. Les scalaires invariants dans le temps réfèrent aux différents niveaux d'effets fixes.

Les modèles proposés ont été spécifiés prenant en compte les paramètres établies par les commandes « areg » et « reghdfe » du logiciel statistique Stata, version 13. La spécification concernant les panels de données sous ces commandes prévoit l'utilisation d'estimateurs robustes à effets fixes pour des observations nichées dans plusieurs niveaux.

Résultats Partiels

Compte tenu qu'il s'agit d'une communication de résultats partiels de recherche, nous avons opté pour démontrer les résultats principaux des 54 modèles étudiés. Les résultats partiels principaux sont affichés dans les tableaux 1 et 2.

Dans le tableau 1 nous avons des résultats qui synthétisent le rapport entre les taux d'occupation et les trois taux de mortalité infantile dans tous les modèles développés.

Tout d'abord, le fait d'avoir (ou non) un emploi a une relation inverse, statistiquement significative avec la mortalité infantile (MNN : valeur-p = 0.000, IC-95% = -41.30408 : -16.97081 ; M1 : valeur-p = 0.000, IC-95% = -38.43416 : -18.48395 et M5 : valeur-p = 0.000, IC-95% = -41.3892 : -18.94987). En fait, à l'exception de la mortalité néonatal qui a une relation significative à tout court terme avec le taux de mortalité (valeur-p = 0.000, IC-95% = -41.68921 : -12.9858), le taux d'occupation a une relation avec les taux de mortalité infantile à partir d'une année de décalage (OCC1) mais qui peut perdurer au moins pour trois périodes.

Sauf pour le taux de mortalité infantile de 0 à 5 ans, le PIB par habitant a une relation également inverse avec la mortalité infantile (MNN : valeur-p = 0.000, IC-95% = -0.0001288 : -0.000048; M1 : valeur-p = 0.005, IC-95% = -0.000108 : -0.00000199 et M5 : valeur-p = 0.113, IC-95% = -0.000085 : 9.25e-06).

Dans tous les contextes étudiés, le taux de couverture du programme *Bolsa Família* (PBF) a été statistiquement significatif et également inverse par rapport aux différents taux de mortalité infantile (MNN : valeur-p = 0.001, IC-95% = -0.0842625 : -0.0216578; M1 : valeur-p = 0.001, IC-95% = -0.0722114 : -0.0202914 et M5 : valeur-p = 0.005, IC-95% = -0.0619505 : -0.0115723).

Le taux de fertilité (TF) a une relation positive avec les trois taux de mortalité (MNN : valeur-p = 0.011, IC-95% = 0.1610433 : 1.194883; M1 : valeur-p = 0.000, IC-95% = -0.1024344 : -0.0497052 et M5 : valeur-p = 0.000, IC-95% = 3.383881 : 5.292098).

Le taux de rétention scolaire (RESC) a une relation inverse avec les taux de mortalité infantile (MNN : valeur-p = 0.004, IC-95% = -0.0545724 : -0.010992; M1 : valeur-p = 0.000, IC-95% = 0.0024721 : -0.0010478 et M5 : valeur-p = 0.000, IC-95% = -0.1219892 : -0.0681224).

Tableau 1. Modèles de panels de données utilisant les admissions hospitalières (ADMS) et alternativement les taux de couverture de services d'assainissement et d'approvisionnement d'eau (EAUU, EAUR, EGOU et EGOR) *

	Taux de Mortalité Néonatale (MNN)			Taux de Mortalité Infantile de 0 à 1 an (M1)			Taux de Mortalité Infantile de 0 à 5 ans (M5)		
	valeur-p	IC-95%		valeur-p	IC-95%		valeur-p	IC-95%	
Taux d'occupation (OCC1)	0.000	-41.30408	-16.97081	0.000	-38.43416	-18.48395	0.000	-41.3892	-18.94987
Produit Intérieur Brut (PIB)	0.000	-0.0001288	-0.000048	0.005	-0.000108	-0.00000199	0.113	-0.000085	9.25e-06
Couverture du Programme Bolsa Familia (PBF)	0.001	-0.0842625	-0.0216578	0.001	-0.0722114	-0.0202914	0.005	-0.0619505	-0.0115723
Taux de fertilité (TF)	0.011	0.1610433	1.194883	0.000	-0.1024344	-0.0497052	0.000	3.383881	5.292098
Taux de Rétention Scolaire (RESC)	0.004	-0.0545724	-0.010992	0.000	-0.0024721	-0.0010478	0.000	-0.1219892	-0.0681224
La proportion de nés vivants par le nombre de consultations prénatales (NASC_PRE)	0.011	-2.576113	-0.3533836	0.013	-2.81791	-0.3388844	0.009	-3.090586	-0.4647294
Admissions hospitalières liées aux conditions d'assainissement et environnementales (ADMS)	0.002	0.0323809	0.1378398	0.000	0.0531177	0.1171944	0.000	0.0649144	0.145493
Taux de couverture d'approvisionnement d'eau totale (EAUU)	0.321	-0.0270631	0.0090163	0.584	-0.023378	0.0132822	0.998	-0.0208626	0.0208214
Taux de couverture de services de collecte et traitement d'égout total (EGOU)	0.687	-0.0083106	0.0055152	0.837	-0.0094484	0.0076747	0.298	-0.0165339	0.0051572
Taux de couverture d'approvisionnement d'eau dans les zones rurales (EAUR)	0.000	0.0109419	0.0336421	0.075	-0.001204	0.0242244	0.615	-0.0112764	0.0188938
Taux de couverture de services de collecte et traitement d'égout dans les zones rurales (EGOR)	0.031	-0.0580883	-0.0029139	0.196	-0.052356	0.0109879	0.142	-0.0685982	0.0100687

(*) Les résultats affichés dans le tableau réfèrent à des variations de trois modèles utilisant les mêmes variables dépendantes (MNN, M1 et M5), d'abord avec les admissions hospitalières liées aux conditions environnementales et d'assainissement par rapport au total de la population (ADMS) et en suite remplaçant cette variable indépendante par le taux de couverture d'approvisionnement d'eau totale (EAUU) ; le taux de couverture de services de collecte et traitement d'égout total (EGOU), le taux de couverture d'approvisionnement d'eau dans les zones rurales (EAUR) et le taux de couverture de services de collecte et traitement d'égout dans les zones rurales (EGOR), toutes choses étant égales par ailleurs.

La proportion de naissances vivantes par rapport au nombre de consultations prénatales (NASCPRE) est négativement associée aux taux de mortalité infantile (MNN : valeur-p = 0.011, IC-95% = -2.576113 : -0.3533836; M1 : valeur-p = 0.013, IC-95% = -0.0024721 : -0.0010478 et M5 : valeur-p = 0.009, IC-95% = -3.090586 : -0.4647294).

Les admissions hospitalières liées aux conditions d'assainissement et environnementales (ADMS) ont une relation positive et statistiquement significative avec les taux de mortalité infantile (MNN : valeur-p = 0.001, IC-95% = 0.0323809 : 0.1378398; M1 : valeur-p = 0.000, IC-95% = 0.0531177 : 0.1171944 et M5 : valeur-p = 0.000, IC-95% = 0.0649144 : 0.145493).

Un résultat inattendu réfère à un manque d'une relation statistiquement significative entre la couverture de services d'assainissement et d'approvisionnement d'eau traitée, sauf dans les zones rurales et particulièrement pour le taux de mortalité néonatale (EAUR : valeur-p = 0.000, IC-95% = 0.0109419 : 0.0336421 et EGOR : valeur-p = 0.031, IC-95% = 0.0109419 : 0.0336421). Il faut noter que l'association positive entre le taux de couverture d'approvisionnement d'eau

dans les zones rurales et la mortalité néonatale est un résultat conforme la matrice de corrélation entre les variables à l'étude.

Les résultats du tableau 2 démontrent que la stratification des revenus par catégorie permet une analyse plus à fond de la relation entre le revenu et la population relative à une catégorie socio-économique spécifique et les taux de mortalité infantile.

Tableau 2. Résultats de modèles de panels de données selon les 6 catégories de revenu par ménage*

	Taux de Mortalité Néonatale (MNN)			Taux de Mortalité Infantile de 0 à 1 an (M1)			Taux de Mortalité Infantile de 0 à 5 ans (M5)		
	valeur-p	IC-95%		valeur-p	IC-95%		valeur-p	IC-95%	
Proportion de ménages avec un revenu supérieur à 20 salaires minimum (REV_A)	0.012	-0.6957688	-0.0876589	0.114	-0.4298893	0.0472493	0.455	-0.3949178	0.179197
Proportion de ménages avec un revenu entre 10 à 20 salaires minimum (REV_B)	0.007	-0.3521409	-0.0573977	0.067	-0.334792	0.0119419	0.227	-0.3279494	0.0792529
Proportion de ménages avec un revenu entre 5 à 10 salaires minimum (REV_C)	0.002	-0.1336965	-0.0304815	0.002	-0.163655	-0.0373941	0.032	-0.1537335	-0.0072329
Proportion de ménages avec un revenu entre 2 à 5 salaires minimum (REV_D)	0.010	-0.0888892	-0.0126973	0.002	-0.123216	-0.0281902	0.117	-0.1032186	0.0117665
Proportion de ménages avec un revenu entre 1 à 2 salaires minimum (REV_E)	0.001	0.0351681	0.1285604	0.013	0.0188288	0.1526614	0.081	-0.0083648	0.1396181
Proportion de ménages avec un revenu entre 0 à 1 salaire minimum (REV_F)	0.000	0.0320628	0.0820223	0.000	0.0292019	0.0984123	0.053	-0.0005116	0.0800309

(*) Les résultats affichés dans le tableau réfèrent à des variations de trois modèles utilisant les mêmes variables dépendantes (MNN, M1 et M5) remplaçant le Produit Intérieur Brut par habitant (PIB) par le revenu des ménages stratifié selon le nombre de salaires minimum moyen perçus par le nombre total de ménages de l'état, selon les 6 catégories de revenus : REV_A, REV_B, REV_C, REV_D, REV_E et REV_F, toutes choses étant égales par ailleurs.

Le premier aspect à souligner est que sauf pour les ménages classés dans la catégorie à revenu moyen, de 5 à 10 salaires minimums (REV_C : valeur-p = 0.032, IC-95% = -0.1537335 : -0.0072329) la mortalité infantile de 0 à 5 ans n'est pas en lien avec les variations du revenu. De plus, dans les cas où le taux de mortalité infantile a une relation statistiquement significative avec le revenu des ménages, la mortalité infantile a une relation positive avec la proportion des ménages classés dans les catégories moyen-faible (REV_E) et faible (REV_F). C'est-à-dire qu'une augmentation de la proportion de ménages qui ont un revenu au-dessous de 2 salaires minimums peut être associée à une augmentation du taux de mortalité néonatale (REV_E : valeur-p = 0.001, IC-95% = 0.0351681 : 0.1285604 et REV_F : valeur-p = 0.000, IC-95% = 0.0320628 : 0.0820223) et de 0 à 1 an (REV_E : valeur-p = 0.013, IC-95% = 0.0188288 : 0.1526614 et REV_F : valeur-p = 0.000, IC-95% = 0.0292019 : 0.0984123). D'autre part, la proportion des ménages avec 2 ou plus salaires minimums a une relation statistiquement significative inverse avec le taux de mortalité néonatale (REV_A : valeur-p = 0.012, IC-95% = -0.6957688 : -0.0876589, REV_B : valeur-p = 0.007, IC-95% = -0.3521409 : -0.0573977, REV_C : valeur-p = 0.002, IC-95% = -0.1336965 : -0.0304815 et REV_D : valeur-p = 0.010, IC-95% = -0.0888892 : -0.0126973) et de 0 à 1 an uniquement dans le strate socioéconomique à revenu moyen (REV_C : valeur-p = 0.002, IC-95% = -0.163655 : -0.0373941).

Interprétation des résultats

Tout d'abord il faut signaler qu'outre les relations entre les facteurs liés aux système de soins de santé et la mortalité infantile, les résultats des 54 modèles indiquent des associations importantes entre les variables socioéconomiques et les trois indicateurs de mortalité infantile (MNN, M1 et M5). Il faut souligner le rôle de l'emploi à travers le taux d'occupation (OCC) et du coefficient de rétention scolaire (RESC) comme des nouveautés dans les études sur la mortalité infantile au Brésil. L'association assez stable entre ces variables et les différentes taux de mortalité infantile indiquent qu'elles sont en mesure de

reproduire les catégories proposées dans les dimensions du modèle MCS de Ruger dans le contexte de la mortalité infantile au Brésil.

Le revenu est une autre variable importante dans l'étude, compte tenu de la relation entre le PIB et les taux de mortalité néonatale et de 0 à 1 an. Les études des différentes catégories de revenu par rapport aux taux de mortalité infantiles démontrent une association positive entre la mortalité néonatale (MNN) et de 0 à 1 an (M1) et les revenus des ménage au-dessous de 2 salaires minimums. En sens inverse, l'association entre les ménages classés dans la catégorie de revenu au-dessus de 2 salaires minimums (REV_A, REV_B et REV_C) et ces mêmes indicateurs de mortalité infantile est négative. Ce point est pertinent, vu que la proportion des ménages vivants dans les strates socio-économiques classés dans les catégories inférieures (REV_E et REV_F) représentent en moyenne 42% des ménages des états brésiliens. Ces constats attirent l'attention pour le fait qu'une grande partie des décès d'enfants se concentre dans les ménages qui ne sont pas bénéficiés par les programmes sociaux, mettant l'emploi et les revenus comme facteurs centraux pour la réduction de la mortalité infantile. Cela suggère la possibilité que les politiques salariales ou d'amélioration dans la qualification de main-d'œuvre peuvent réduire considérablement la mortalité dans ces tranches d'âge.

De plus, nos trouvés indiquent une ligne de coupe pour les décès d'enfants liées aux revenus, situant les familles classées au-dessous de deux salaires minimums comme étant à risque plus élevé d'avoir des cas de décès néonataux et de 0 à un an.

L'association significative positive entre l'approvisionnement d'eau et la mortalité néonatale soulève la nécessité d'une investigation plus approfondie sur la qualité de l'eau desservie aux populations vivant hors villes autant que sur les facteurs environnementaux.

Conclusions

Bien qu'il ne s'agissant que des résultats partiels, il y a des indications des causes de changements récents dans les taux de mortalité infantile au Brésil. Les résultats suggèrent qu'une tendance persistante d'élevés taux de chômage et de réduction du revenu en raison de crises politiques et économiques a aggravé les conditions de vie des ménages plus pauvres¹⁵. Cela, allié à une probable recrudescence de la concentration de revenu, a contribué pour cette dégradation sociale, affectant la mortalité infantile. Des évidences indiquent que de 2004 à 2015 l'influence d'autres facteurs capables d'affecter la trajectoire des taux de mortalité infantile est peu plausible. La couverture du programme Bolsa Família et le suivie de l'accomplissement des conditions imposées à ses bénéficiaires concernant l'utilisation des services de santé ont légèrement augmenté et sont demeuré stables, respectivement ^{16,17,18,19}. Le taux de fécondité, un autre facteur qui pourrait contribuer pour une augmentation de la mortalité infantile, était décroissant au cours du même intervalle²⁰. Bien que la couverture d'égout et d'approvisionnement en eau ont montré des améliorations les dernières années²¹, il y a des écarts importants dans les macro-régions du nord et du nord-est du pays²², susceptibles d'affecter la mortalité infantile, qui soulèvent la nécessité d'études plus approfondies sur ces questions. Il en va de même les asymétries éducationnelles observées dans ces régions²³. L'examen préliminaire des éléments mentionnés suggère que les changements observés dans le taux de mortalité au Brésil sont résultats de l'effet de la dégradation des conditions de vie dans les strates socioéconomiques plus faibles. De plus, les résultats indiquent qu'il y a des écarts en termes de politiques sociales qui ne sont pas en mesure de donner une réponse adéquate pour certains strates socioéconomiques.

Enfin, l'étude a trouvé une association significative entre le taux d'occupation et les différents taux de mortalité infantile, indépendamment du revenu ou d'autres variables étudiées. L'existence d'une association entre le taux d'occupation et les taux de mortalité infantile, qui peut perdurer au moins pour trois années, laisse à penser que les politiques qui favorisent la création d'emplois peuvent avoir un effet durable sur la mortalité infantile.

Références

1. LAURENTI, R. & SANTOS, L.F. (1996). *Mortality Rate Under-five Proposed by UNICEF Critical Analysis of its Value as a Health Indicators*. Revista Saúde Pública, 30 (2) :148-52, 1996, Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo-USP, São Paulo, SP, Brasil,
2. DUARTE M. C.R. (2007). *Reflexos das políticas de saúde sobre as tendências da mortalidade infantil no Brasil: revisão da literatura sobre a última década*. Cad. Saúde Pública, 23(7):1511-1528, jul., 2007, Rio de Janeiro, Brasil,
3. OMS (2008). Principaux concepts relatifs aux déterminants sociaux de la santé. Commission des déterminants sociaux de la santé 2005-2008, rapport final, OMS,
4. REIDPATH, D. D. & ALLOTEY, P. (2003). *IMR as an Indicator of Population Health*, J. Epidemiol Community Health 2003; 57:344–346,
5. MANISHA, N. *et al.* (2011). *Impact of non-health policies on infant mortality through the social determinants pathway*. Bulletin of the World Health Organization 2011;89:778-778. doi: 10.2471/BLT.11.093799, <https://www.who.int/bulletin/volumes/89/11/11-093799/en/>,
6. UNICEF (2015). *Levels and Trends in Child Mortality*. Report 2015, Estimates Developed by UN Inter-agency Group for Child Mortality Estimation, UNICEF, 2015,
7. FIOCRUZ-FUNDAÇÃO OSWALDO CRUZ (2019). *Abrasco alerta para o aumento da mortalidade infantil e materna no Brasil*. CEE- Centro de Estudos Estratégicos da Fiocruz. Pesquisa, Política e Ação em Saúde Pública: conjuntura política. <http://cee.fiocruz.br/?q=Abrasco-alerta-para-o-aumento-da-mortalidade-infantil-e-materna-no-Brasil>, query on jan, 28th, 2019, BR,
8. OBSERVATÓRIO DE SAÚDE DA REGIÃO METROPOLITANA DE SÃO PAULO (2018). *Seminário Evolução da Mortalidade Infantil na Região Metropolitana de São Paulo-RMSP*. Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo, FSP-USP, 18 de set. 2018. Mortalidade Infantil no Brasil e no Estado de São Paulo, Almeida, Mortalidade Infantil na RMSP, Silva, Z. P., Mortalidade Infantil na Cidade de São Paulo, Equipe CEInfo-SMS-SP, Coord. Júnior, A.E., Observatório de Saúde da RMSP and Sala, A. SES-SP and team GVEs-RMS. <http://hygeia3.fsp.usp.br/observasaude/>,
9. RUGER, J. P., 2010. *Health Capability: Conceptualization and Operationalization*. *American Journal of Public Health*, Vol .100, No. 1, 2010,
10. SEN, A., 1999. *Desenvolvimento como Liberdade*. Companhia das Letras, 1999, São Paulo, Brasil,
11. SHEI, A. *et al.*, 2013. *The Impacts of Brazil's Bolsa Familia Conditional Cash Transfer Program on Children's Health Care's Utilization and Health*. BMC International Health and Human Rights 2014
12. RASELLA, D. *et al.* (2013). *Effect of a Conditional Cash Transfer Program on Childhood Mortality: a Nationwide Analysis of Brazilian Municipalities*. The Lancet, Vol. 382, julho, 2013,
13. GUANAIS, F. C., 2015. *The Combined Effects of the Expansion of Primary Health Care and Conditional Cash Transfers on Infant Mortality in Brazil, 1998–2010*. Frederico C. Guanais, 2015. Am J Public Health; 103:2000–2006. DOI: 10.2105/AJPH.2013.301452, 2013,
14. CONTANDRIOPOULOS, A. P., CHAMPAGNE, F., POTVIN, L., DENIS, J. L. et BOYLE, P., 2005. *Savoir préparer une recherche*. Gaëtan Morin Éditeur Itée, 2005, Montréal, CA,

15. IBGE-INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (2018). *Desemprego recua em dezembro, mas taxa média do ano é a maior desde 2012*. Agência IBGE de Notícias. Editoria: Estatísticas Econômicas. <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/19759-desemprego-recua-em-dezembro-mas-taxa-media-do-ano-e-a-maior-desde-2012>, 2018, BR,
16. NEVES, R.G. *et al.* (2018). Time trend of Family Health Strategy coverage in Brazil, its Regions and Federative Units, 2006-2016. *Epidemiol. Serv. Saúde*, Brasília, 27(3):e2017170, 2018, BR,
17. MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL (2015). *Secretaria Especial do Desenvolvimento Social, Número de beneficiários do Bolsa Família tem se mantido estável*. Nota de esclarecimento. <http://mds.gov.br/area-de-imprensa/noticias/2015/setembro/numero-de-beneficiarios-do-bolsa-familia-tem-se-mantido-estavel>, BR,
18. MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL (2017). *Acompanhamento das condicionalidades de saúde alcança terceiro melhor resultado da história*, http://www.mds.gov.br/webarquivos/sala_de_imprensa/boletins/boletim_bolsa_familia/2017/setembro/06092017_boletim_BFIinforma.html, *Informe Nº 571 • 06 de setembro de 2017*, BR,
19. NEVES, R.G. *et al.* (2018). Time trend of Family Health Strategy coverage in Brazil, its Regions and Federative Units, 2006-2016. *Epidemiol. Serv. Saúde*, Brasília, 27(3):e2017170, 2018, BR,
20. IBGE, 2019. Brasil em síntese. <https://brasilemsintese.ibge.gov.br/populacao/taxas-de-fecundidade-total.html>,
21. INSTITUTO TRATA BRASIL (2018). *Ranking do Saneamento*. GO Associados, São Paulo, abril 2018, São Paulo, BR,
22. ABES-ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ENGENHARIA SANITÁRIA E AMBIENTAL (2016). *Situação do Saneamento Básico no Brasil: uma análise com base na PNAD 2015*. Rio de Janeiro, BR,
23. IBGE-INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (2017). *PNAD Contínua 2016: 51% da população com 25 anos ou mais do Brasil possuíam apenas o ensino fundamental completo*. Agência IBGE de Notícias. Editoria: Estatísticas Econômicas. <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/18992-pnad-continua-2016-51-da-populacao-com-25-anos-ou-mais-do-brasil-possuiam-apenas-o-ensino-fundamental-completo>, BR,