

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'IMPACT DE L'ENVIRONNEMENT DE SANTÉ INFANTILE EN INDE  
SUR LES SALAIRES À L'ÂGE ADULTE

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

IMED BENAINI

AOÛT 2024

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL  
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.12-2023). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

## REMERCIEMENTS

Je tiens tout d'abord à remercier Dieu pour la force qu'Il m'a donnée pour réaliser ce travail.

Je remercie chaleureusement mon directeur de mémoire, Nicholas Lawson, pour sa disponibilité, sa patience, ses conseils et sa gentillesse tout au long de cette rédaction. J'ai eu la chance de l'avoir comme directeur de mémoire. Je souhaite également exprimer ma gratitude envers le Groupe de recherche sur le capital humain, et particulièrement envers sa directrice, Marie Connolly et Andrei Munteanu pour le financement accordé. Je remercie le département d'économie de l'Université du Québec à Montréal, l'ensemble des professeurs, ainsi que les membres du personnel administratif pour leurs conseils tout au long de mon parcours de maîtrise.

Je tiens à exprimer ma profonde gratitude envers ma mère, Mekkaoui Fatna. Son amour inconditionnel, sa détermination et son soutien indéfectible ont été essentiels pour moi. Elle a toujours été une source d'inspiration, m'encourageant à poursuivre mes rêves et à surmonter les obstacles. Elle a sacrifié tant de choses pour que je puisse réussir, et pour cela, je lui serai éternellement reconnaissant.

Je dédie ce travail à mon défunt père, Benaini Bouchetta, qui était professeur et chercheur à l'université d'Oran. Je suis sûr que tu es fier de moi là où tu es. Je dédie également ce travail à mes sœurs (Sarah, Nour El Houda, Atika, Lyna), mes neveux (Tyab, Rami, Amir, Anis, Yacine) et nièces (Mariame, Malak), ainsi qu'à mes beaux-frères (Omar, Mouhamed, Ilyes) qui ont cru en moi.

Je voudrais remercier tout particulièrement Taleb Abderrahmane, une personne très chère à mon cœur. Il a été présent pour moi, m'apportant ses conseils et son soutien moral. Son aide a été cruciale pour ma réussite. Sa confiance et son encouragement tout au long de ce programme ont été inestimables. Je ne saurais exprimer à quel point sa présence a été importante dans mon parcours académique et personnel.

Je tiens également à remercier Kentz Jean Berly pour son amitié et son soutien tout au long de ce parcours. Il a été ma principale source de motivation et la personne qui a cru en moi lors des moments les plus sombres de mon arrivée au Canada. Merci également à mes amis, Kenza Tighidet, Mohamed Baali Cherif, Kawther Benamar, Mouhamed Ammi et Agoudjil Mohamed Ryad, pour leur amitié et les souvenirs partagés ensemble, ainsi qu'à tous mes amis en Algérie. Plus spécialement, Youcef Machheti, mon cher ami et frère, qui, bien qu'étant loin au début de mon parcours, m'a aidé et encouragé à faire face à ma nouvelle vie. Merci à toi.

## TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX . . . . .	vi
LISTE DES FIGURES . . . . .	vii
RÉSUMÉ . . . . .	viii
INTRODUCTION . . . . .	1
CHAPITRE I REVUE DE LA LITTÉRATURE . . . . .	6
1.1 La santé infantile, le capital humain et la productivité . . . . .	6
1.2 La santé infantile et résultats économiques à l'âge adulte . . . . .	9
1.3 Déterminants de santé précoce . . . . .	13
CHAPITRE II PRÉSENTATION DES DONNÉES . . . . .	16
2.1 India Human Development Survey . . . . .	16
2.2 Le taux de mortalité infantile (TMI) . . . . .	18
2.3 Le taux de défécation à l'air libre . . . . .	21
2.4 Statistiques descriptives . . . . .	23
CHAPITRE III MÉTHODOLOGIE . . . . .	28
3.1 Méthode d'estimation économétrique . . . . .	28
3.2 Tests de robustesse . . . . .	33
CHAPITRE IV RÉSULTATS . . . . .	37
4.1 Résultats principaux . . . . .	37
4.1.1 Utilisation du taux de mortalité infantile . . . . .	37
4.1.2 Utilisation du taux de défécation à l'air libre . . . . .	39
4.2 Robustesse du résultat principal . . . . .	43
4.2.1 Utilisation de la variable instrumentale . . . . .	44

4.2.2	Utilisation de la consommation . . . . .	47
4.2.3	Extraire l'effet de la migration . . . . .	49
4.2.4	L'impact des conditions sanitaires infantiles sur le niveau d'éducation . . . . .	51
4.2.5	L'impact des conditions sanitaires infantiles sur la taille des adultes . . . . .	53
4.2.6	Réplication des résultats de Lawson et Spears (2016) . . . . .	56
	CHAPITRE V CONCLUSION . . . . .	61

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 Échantillon final de ménages dans IHDS-II . . . . .	17
2.2 Statistiques descriptives . . . . .	25
4.1 Régression de log(salaire) sur TMI . . . . .	39
4.2 Régression de log(salaire) sur l'utilisation des toilettes . . . . .	41
4.3 Régression IV de log(salaire) sur TMI . . . . .	46
4.4 Régression de log(consommation) sur TMI . . . . .	48
4.5 Régression de log(salaire) sur TMI (non-migrants) . . . . .	50
4.6 Régression de l'éducation sur le taux de mortalité infantile et sur l'utilisation des toilettes . . . . .	52
4.7 Régressions de la taille des adultes sur le taux de mortalité infantile et sur l'utilisation des toilettes . . . . .	55
4.8 Régressions de log(salaire) sur le taux de mortalité infantile et sur l'utilisation des toilettes pour les individus nés entre 1971-1989 . .	59
4.9 Régressions de log(salaire) sur le taux de mortalité infantile et sur l'utilisation des toilettes pour les individus nés entre 1978-1996 . .	60

## LISTE DES FIGURES

Figure		Page
2.1	Régression polynomiale locale du taux de mortalité infantile sur les années de 1971 à 1996 en Inde . . . . .	20
2.2	Régression polynomiale locale du taux de défécation à l'air libre sur les années de 1981 à 1996 en Inde . . . . .	22
2.3	Estimation de densité de noyau du $\log(\text{salaire})$ . . . . .	27
2.4	Estimation de densité de noyau du $\log(\text{consommation})$ . . . . .	27

## RÉSUMÉ

Nous menons une évaluation approfondie de l'impact de l'environnement de santé infantile sur les résultats économiques à l'âge adulte. Notre étude examine la corrélation entre l'évolution de l'environnement de santé auquel les individus nés entre 1971 et 1996 ont été exposés dans leur district de naissance et leurs gains salariaux à l'âge adulte en Inde. Nous combinons l'année et le district de naissance d'un individu aux taux de mortalité infantile et aux taux de défécation à l'air libre issus des recensements indiens de 1981, 1991 et 2001, afin d'estimer l'état de l'environnement de santé auquel il a été exposé pendant son enfance. Nous utilisons un modèle de régression linéaire en tenant compte de plusieurs facteurs notamment les effets fixes pour l'année de naissance et le district, le taux d'alphabétisation des femmes, l'état de développement, ainsi que les groupes sociaux et urbains. Nos principales conclusions indiquent que chaque amélioration de l'état de santé infantile augmente les salaires à l'âge adulte, bien que cet effet soit très faible et non significatif. Nous suggérons qu'une diminution de 10 points de pourcentage du taux de mortalité infantile est associée à une augmentation de 0,5 % du salaire à l'âge adulte. Nous pouvons comparer ce résultat à l'étude de référence de Lawson et Spears (2016), qui a mis en évidence une relation beaucoup plus marquée, où une diminution de 10 points de ce taux est associée à une augmentation d'environ 2 % des salaires des hommes nés entre 1971 et 1989. Nous constatons en revanche que le niveau de scolarité choisi pour un enfant ou la composition de notre échantillon ne joue pas un rôle de médiateur dans cette faible association.

Mots clés : Santé au début de la vie, Mortalité infantile, Maladie, Environnement de santé, Salaires en Inde, Défécation en plein air.

## INTRODUCTION

L'Organisation Mondiale de la Santé (OMS) a souligné en 2009 qu'une bonne santé joue un rôle majeur dans le progrès économique. En effet, des individus en bonne santé tendent à vivre plus longtemps, être plus productifs et épargner davantage, contribuant ainsi positivement à l'économie (Organisation mondiale de la Santé, 2009). Ce lien entre santé et développement économique est analysé à travers des perspectives historiques et des politiques internationales ; des populations en bonne santé sont essentielles pour la prospérité économique et le bien-être général (David, 2011). Les conditions sanitaires et les expériences vécues durant les premières années de vie ont un impact profond et durable sur les capacités éducatives, professionnelles et de santé à l'âge adulte. Ces impacts, essentiels au bien-être personnel, jouent également un rôle crucial dans le progrès socio-économique à plus large échelle (Currie et Almond, 2011). En comprenant les facteurs qui influencent la santé au début de la vie, notamment l'accès à des services d'assainissement adéquats, nous pouvons formuler des politiques efficaces visant à améliorer la santé des enfants et à favoriser leur développement optimal. Investir dans la santé et le bien-être des enfants dès leur plus jeune âge est donc essentiel pour garantir une main-d'œuvre productive et une économie prospère à l'avenir (Vyas *et al.*, 2016).

L'Inde fait face à de nombreux défis en matière de santé et de développement, en particulier en ce qui concerne l'assainissement et l'hygiène. Près de la moitié de la population indienne, soit environ 564 millions de personnes, pratique encore la défécation en plein air, ce qui entraîne des conséquences sanitaires désastreuses, notamment des maladies diarrhéiques qui causent chaque jour la mort de près

de 400 enfants de moins de cinq ans. Ces statistiques datent des informations disponibles en janvier 2016 extraites des perspectives de la population mondiale 2015 et perspectives d'urbanisation mondiale en 2014 (UNICEF, 2016).

Il a été scientifiquement prouvé que le cerveau humain, pendant ses cinq premières années de vie, se développe dans différents domaines. Ce développement dépend de plusieurs facteurs psychosociaux, biologiques ainsi que de l'héritage génétique (Hébert, 2017). Cette période offre de multiples opportunités mais en même temps des risques, pouvant entraîner une base fragile pour l'apprentissage. La taille d'un enfant est considérée comme un indicateur clé qui reflète sa nutrition, sa santé et son bien-être général pendant les années de croissance. Selon Coffey *et al.* (2013), les enfants indiens sont en moyenne plus petits par rapport aux enfants d'autres pays, et cela ne revient pas principalement aux conditions génétiques, mais à d'autres facteurs. En particulier, l'exposition à des maladies dues à des pratiques d'hygiène insuffisantes, comme la défécation en plein air, ainsi que la malnutrition et le statut inférieur des femmes.

L'étude de Grantham-McGregor *et al.* (2007) a démontré que les enfants vivant en Asie du Sud et en Afrique subsaharienne, provenant d'environnements défavorisés sur le plan sanitaire, subissent des effets négatifs sur leur santé physique et cognitive. Ces conditions adverses se traduisent souvent par de faibles performances académiques, entraînant à leur tour des revenus limités à l'âge adulte. Face à cette réalité, ce travail se donne pour objectif d'étudier non seulement la relation entre la santé durant la petite enfance et le niveau de revenu à l'âge adulte des personnes âgées de 16 à 41 ans en Inde, mais également d'étudier l'impact de ces conditions de santé précaires sur la croissance et la taille des enfants en Inde. Cette problématique est d'une importance cruciale car, dans le cas où une relation de cause à effet est établie, elle mettrait en évidence la nécessité de prendre en compte l'impact de la santé en début de vie sur les revenus futurs et

le développement physique lors de l'élaboration des politiques de santé.

L'étude de Lawson et Spears (2016) vise à quantifier l'effet de l'environnement de santé au début de la vie sur le revenu à l'âge adulte en Inde, en utilisant le taux de mortalité infantile et le taux de défécation à l'air libre comme mesures de l'état de santé infantile, puisque la santé des enfants ne peut pas être observée directement dans les données de l'IHDS-I. Ils ont démontré qu'une réduction d'un point de pourcentage de la mortalité infantile, ou une diminution de 10 points de ce taux, est associée à une augmentation d'environ 2 % des salaires des hommes nés entre 1971 et 1989, qui avaient donc entre 16 et 34 ans en 2005. La principale interrogation qui nourrit notre réflexion est donc de savoir si cette corrélation positive entre l'état de santé infantile et les avantages salariaux persiste encore plus tard dans le temps pour les hommes âgés de 16 à 41 ans. Existe-t-il d'importantes hétérogénéités qui peuvent influencer cette relation ? L'exposition à de mauvaises conditions de santé infantile a-t-elle un effet sur la taille des individus à l'âge adulte ? Cette analyse nous permet de poursuivre l'examen de la validité des résultats de Lawson et Spears (2016) de manière plus approfondie, en utilisant les nouvelles données du panel India Human Development Survey II (IHDS-II) de 2011-2012 (Desai *et al.*, 2012).

Dans cette étude, nous utilisons une stratégie d'identification à double effet fixe, qui permet de contrôler à la fois les variations au niveau des districts et des années de naissance. Cette approche nous permet de comparer les travailleurs d'un même marché du travail exposés à différents environnements de santé au début de la vie, en isolant ainsi l'impact des conditions sanitaires initiales sur les salaires des adultes. Bien qu'il existe de nombreux autres facteurs susceptibles d'influencer la santé des enfants et, par conséquent, les salaires des adultes, notre stratégie d'identification permet de ne pas avoir à contrôler directement chacun d'entre eux. En identifiant une variation exogène du taux de mortalité infantile

(TMI) et de la défécation à l'air libre, nous évitons les biais potentiels liés à ces facteurs non observables, car ils affectent de manière similaire toutes les personnes vivant dans un même district, indépendamment de leur année de naissance<sup>1</sup>. Nous exploitons également une approche de panneau synthétique, en utilisant des données transversales pour représenter les effets de la santé infantile sur différentes cohortes d'âge à travers le temps. Cette méthode nous permet d'évaluer comment les conditions de santé publique et d'hygiène au moment de la naissance influencent les résultats économiques ultérieurs. Nous nous attendons à ce que l'exposition à des environnements sanitaires défavorables dès le début de la vie compromette le développement cognitif et physique, entraînant une malnutrition et une vulnérabilité accrue aux maladies. Ces retards dans le développement réduisent le capital humain, qui inclut les compétences et connaissances essentielles à la productivité. Par conséquent, un capital humain diminué limite la capacité des individus à obtenir une éducation de qualité, à occuper des emplois mieux rémunérés, et à s'adapter aux nouvelles technologies, ce qui se traduit par des salaires plus faibles à l'âge adulte. Ces mécanismes expliquent pourquoi une mauvaise santé en début de vie peut avoir un impact négatif sur les résultats économiques à long terme.

L'analyse principale révèle un effet faible et généralement non significatif de l'environnement de santé, représenté par la mortalité infantile et la défécation à l'air libre, sur les salaires ultérieurs, avec des coefficients qui indiquent qu'une augmentation du taux de mortalité infantile ou du taux de défécation à l'air libre est associée à une diminution des salaires à l'âge adulte. Nous avons utilisé l'état de l'environnement sanitaire comme mesure approximative de la santé des enfants. Premièrement, pour le taux de mortalité infantile, les résultats suggèrent

---

1. La stratégie adoptée dans cette analyse prend également en compte les différences éventuelles sur le marché du travail entre les districts, ce qui renforce la robustesse des résultats obtenus.

qu'une diminution de 10 % du taux de mortalité infantile est liée à une augmentation d'environ 0,5 % des revenus ultérieurs des hommes nés entre 1971 et 1996. Deuxièmement, pour la régression sur le taux de défécation à l'air libre, nous avons obtenu un résultat relativement fort et statistiquement significatif en contrôlant pour les districts et l'année de naissance, suggérant qu'une amélioration de 10 points de pourcentage de cette pratique hygiénique est liée à une augmentation d'environ 2,4 % des salaires à l'âge adulte. Cependant, à mesure que nous ajoutons progressivement des facteurs de contrôle, le niveau de significativité s'annulait et le lien devenait très faible. Nous concluons en relativisant les effets désincitatifs de l'environnement de santé au début de la vie sur les résultats économiques en Inde. Cet effet reste faible et souligne la nécessité de recherches plus approfondies sur l'évolution de cet impact, qui semble avoir subi d'importants changements structurels.

Les sections suivantes de ce mémoire sont organisées en cinq chapitres distincts. Dans un premier temps, le chapitre I fournira un aperçu succinct de la littérature existante. Par la suite, le chapitre II examinera les bases de données utilisées pour la création de cette thèse. La méthodologie employée, ainsi que les variables pertinentes, seront expliquées au chapitre III. Le chapitre IV présentera les résultats et l'analyse de ces derniers et nous finirons avec la conclusion dans le chapitre V.

## CHAPITRE I

### REVUE DE LA LITTÉRATURE

Ce chapitre présente d'abord une revue des études portant sur l'importance de la santé au début de la vie et explore les liens entre la santé infantile, le capital humain et la productivité. Ensuite, il examine spécifiquement l'impact de la santé infantile sur les résultats économiques à l'âge adulte. Enfin, la littérature portant sur les facteurs déterminants de la santé au début de la vie, tels que l'accès aux soins de santé, l'environnement familial, l'hygiène et l'alimentation.

#### 1.1 La santé infantile, le capital humain et la productivité

De nombreuses études publiées dans la littérature économique démontrent une forte corrélation entre les problèmes de santé au début de la vie et le développement du capital humain. Diagne (2007) souligne l'importance d'investir dans le capital humain, notamment par le biais de l'éducation et de la santé, pour le progrès socio-économique de pays comme le Sénégal. Dans un contexte similaire, Bozzoli *et al.* (2009) ont montré l'existence d'une relation significative

inverse entre la mortalité post-néonatale<sup>1</sup> et la taille moyenne des adultes dans différents pays en développement et même dans certains pays européens et aux États-Unis. Case et Paxson (2008) complètent cette perspective en examinant la relation entre la taille, la santé et la fonction cognitive chez les personnes âgées. Leurs résultats indiquent que la taille et la santé pendant l'enfance sont des prédicteurs importants de la fonction cognitive à un âge avancé, ce qui est cohérent avec d'autres recherches démontrant que la sous-nutrition pendant la grossesse et les deux premières années de vie peut avoir des effets négatifs sur la croissance physique et cognitive de l'enfant (Unicef, 2009).

Notamment, Vyas *et al.* (2016) soulignent qu'un changement d'une zone où tous les foyers pratiquent la défécation en plein air à une zone sans défécation à l'air libre est associé à une augmentation moyenne de 0,3 à 0,5 du z-score<sup>2</sup> de taille pour âge des enfants au Cambodge entre 2005 et 2010. De même, Hammer et Spears (2016) mènent une expérience d'essai contrôlé randomisé en grappes dans le Maharashtra rural en Inde. Les villages ont été choisis aléatoirement pour recevoir une intervention d'assainissement, afin de mesurer son impact sur la taille des enfants. Cette intervention a montré que la réduction de l'exposition à la défécation à l'air libre pourrait expliquer une grande partie de l'augmentation observée de la taille moyenne des enfants. L'effet du programme est généralement observé comme une augmentation comprise entre 0,3 et 0,4 sur l'écart type de l'indice taille-âge, soit environ 1,3 cm chez un enfant de quatre ans.

---

1. Décès entre 1 mois et 1 an.

2. Une mesure statistique qui décrit la position d'une donnée par rapport à la moyenne, en termes d'écart-types.

Villa (2017) se concentre sur l'estimation d'un modèle de formation du capital humain dans le contexte des Philippines. La recherche comprend une analyse complète des dimensions de la santé, cognitives et non cognitives allant de la petite enfance à l'âge adulte. L'auteur tient compte de l'interdépendance et de l'impact de l'investissement parental au cours des différentes étapes du développement, afin de déterminer les périodes critiques au cours desquelles l'investissement parental produit les effets les plus significatifs et de comprendre les mécanismes par lesquels les disparités en matière de capital humain peuvent persister jusqu'à l'âge adulte en l'absence d'interventions opportunes. Les résultats de l'étude indiquent que les avantages cognitifs dérivés des interventions précoces peuvent diminuer s'ils ne sont pas complétés par des investissements supplémentaires pendant l'adolescence, soulignant ainsi l'urgence d'interventions rapides pour combler les lacunes en matière de capital humain et éviter des répercussions durables. Il est souligné que les interventions risquent de ne pas atteindre leur efficacité maximale si leurs impacts multidimensionnels sur le développement du capital humain ne sont pas suffisamment reconnus, soulignant ainsi la nécessité de stratégies holistiques en matière d'investissement dans le capital humain.

L'importance de l'assainissement dans le développement infantile est mise en évidence dans des études récentes. Par exemple, Spears et Lamba (2016) ainsi que Augsburg et Rodríguez-Lesmes (2018) ont démontré que l'assainissement peut avoir un impact crucial sur la réduction de l'écart de développement cognitif entre les différentes classes socio-économiques et sur la promotion d'une croissance saine au cours des premières années de la vie, en particulier dans les régions défavorisées. Une étude pratique menée au Brésil par Barde et Walkiewicz (2014) a révélé que les résultats scolaires sont nettement plus élevés chez les enfants des zones urbaines qui ont accès à l'eau courante à la maison, soit une amélioration de 14 % par rapport à leurs pairs qui n'y ont pas accès.

De plus, l'exposition précoce à un assainissement non amélioré a un impact significatif sur divers aspects de la santé et du développement des enfants au Bangladesh, notamment le retard de la scolarisation. Les recherches indiquent que les enfants issus de ménages n'ayant pas accès à de meilleures installations d'eau, d'assainissement et de lavage des mains (WASH) présentent des taux plus élevés de dénutrition, ce qui est étroitement lié à des retards de développement et à de mauvais résultats de santé (Hasan *et al.*, 2023). En outre, l'étude de Joseph *et al.* (2023) analyse les effets d'une exposition précoce à un assainissement non amélioré sur la scolarisation primaire au Bangladesh. Les résultats révèlent un impact négatif significatif, avec entre 8 % et 10 % moins de chances d'être inscrits à l'école primaire pour les enfants exposés à un assainissement non amélioré, comparé à ceux ayant accès à des installations sanitaires améliorées. Cet effet est particulièrement marqué chez les enfants âgés de six à sept ans et dans les zones rurales. Ces données soulignent l'importance d'améliorer l'assainissement pour améliorer la santé et les résultats scolaires des enfants. Enfin, le modèle général d'assainissement dans les zones rurales du Bangladesh reste médiocre, avec un besoin important de solutions d'assainissement améliorées et de promotion de l'hygiène pour améliorer la santé des enfants et leur préparation à l'éducation (Huda *et al.*, 2022).

## 1.2 La santé infantile et résultats économiques à l'âge adulte

Le salaire est fréquemment utilisé pour évaluer les ressources économiques, notamment parce que les informations sur le revenu sont généralement accessibles facilement. Toutefois, dans le contexte de certaines recherches examinant les liens entre les ressources économiques et la santé, se baser uniquement sur le revenu d'une année peut ne pas refléter de manière adéquate les moyens financiers dont une personne dispose tout au long de sa vie, période durant laquelle sont prises les

décisions influençant la santé (Meer *et al.*, 2003). En effet, il est possible que les revenus et la santé influencent mutuellement leur évolution. D'une part, disposer de moyens financiers supérieurs peut permettre un accès à de meilleurs soins de santé et à des conditions de vie plus favorables, ce qui, en retour, peut améliorer la santé et prolonger l'espérance de vie. D'autre part, être en bonne santé peut aussi favoriser une meilleure capacité de travail et, par conséquent, augmenter sa richesse (Ettner, 1996). Belli *et al.* (2005) examinent aussi les retours économiques découlant des investissements dans la santé des enfants, en se basant sur des études de cas telles que les programmes de nutrition au Chili. Leurs résultats mettent en lumière l'impact significatif de ces interventions de santé sur le potentiel économique à long terme des individus. Par exemple, un programme de supplémentation en protéines destiné aux enfants gravement malnutris au Chili a révélé un retour sur investissement de 19 à 25 %, surpassant ceux des investissements dans l'éducation primaire. Ces résultats soulignent l'importance des interventions précoces qui, au-delà d'améliorer la santé des enfants, renforcent le capital humain et favorisent des changements démographiques positifs, contribuant ainsi à réduire la transmission intergénérationnelle de la pauvreté.

Henry *et al.* (2018) ont exploré les impacts de la maltraitance infantile sur la contrainte financière chez les adultes. En utilisant des données collectées entre 1988 et 2016 auprès de 496 parents dans le cadre de l'étude intergénérationnelle de Rochester à New York, ils ont découvert que la maltraitance déclarée avant l'âge de 12 ans avait un effet direct significatif sur la contrainte financière. De plus, un effet indirect notable a été observé via des médiateurs tels que les symptômes dépressifs et l'abus de substances à l'adolescence. Ces résultats soulignent l'importance des interventions précoces pour réduire les répercussions économiques à long terme de la maltraitance infantile. Dans un contexte similaire, l'étude de McGovern *et al.* (2017) examine les données issues de deux interventions nutri-

tionnelles majeures en Jamaïque et au Guatemala. Leur analyse révèle que chaque centimètre de croissance supplémentaire due à une meilleure nutrition est associé à une augmentation des salaires de 4 % chez les hommes et de 6 % chez les femmes. Ces résultats démontrent l'impact économique positif de l'amélioration de la nutrition pendant l'enfance, soulignant ainsi l'importance d'investir dans des programmes de santé infantile pour optimiser les opportunités économiques futures des enfants.

L'étude menée par Lawson et Spears (2016), à l'aide des données de India Human Development Survey I (IHDS-I) de 2005, évalue l'influence des problèmes de santé précoces en Inde sur les résultats économiques à l'âge adulte. Leurs résultats indiquent l'existence d'un lien important entre l'environnement de mortalité infantile auquel les hommes ont été confrontés dans leur district et leur année de naissance, et les salaires qu'ils gagnent à l'âge adulte. Une baisse de 10 points du taux de mortalité infantile, ou une réduction de 10 points du taux de défection à l'air libre est liée à une hausse ultérieure d'environ 2 % et 3% des salaires respectivement. Cette recherche sert de base à notre étude, nous avons appliqué une approche similaire pour réévaluer l'impact de l'exposition à des circonstances de santé publique inadéquates sur les revenus des personnes âgées de 16 à 41 ans dans notre ensemble de données. Une autre étude de Bleakley (2010) porte sur les campagnes d'éradication du paludisme menées aux États-Unis vers 1920, ainsi qu'au Brésil, en Colombie et au Mexique vers 1955. Son analyse révèle que des cohortes de personnes nées après l'éradication du paludisme ont connu des revenus plus élevés à l'âge adulte par rapport à la génération précédente.

L'amélioration des conditions sanitaires peut avoir un impact profond sur le développement cognitif, ce qui à son tour peut influencer le niveau d'éducation et les résultats économiques des individus. En Inde, des études menées par Meessen et Van Damme (2005) et Orgill-Meyer et Pattanayak (2020) ont révélé

que les enfants vivant dans des villages avec une couverture en latrines plus élevée obtenaient des scores significativement plus élevés à des tests cognitifs mesurant la capacité analytique dix ans plus tard. Ce développement cognitif accru est crucial car il prépare le terrain pour un meilleur apprentissage et acquisition de compétences pendant les années d'éducation formelle. Selon Rodriguez (2021), un niveau d'éducation plus élevé, nourri par de meilleures capacités cognitives, peut conduire à l'acquisition de compétences plus spécialisées. Ces compétences spécialisées rendent les individus plus recherchés sur le marché du travail, augmentant ainsi leurs opportunités d'emploi et leur potentiel de revenu. Ce lien indique que les améliorations initiales dans des domaines tels que l'assainissement ne se contentent pas de bénéfices immédiats pour la santé, mais se prolongent pour influencer positivement les trajectoires économiques grâce à un meilleur développement éducatif et professionnel.

Une étude menée par Alderman et Behrman (2006) a évalué les bénéfices économiques associés à la réduction de l'incidence de l'insuffisance pondérale à la naissance dans les pays à faible revenu. Cette recherche met en lumière le fait que diminuer l'incidence de l'insuffisance pondérale à la naissance ne se contente pas de réduire les taux de mortalité infantile et les coûts médicaux associés, mais engendre également des avantages économiques substantiels. Le gain économique par nourrisson n'ayant plus à subir les conséquences de l'insuffisance pondérale est estimé à environ 510 dollars. Ces gains économiques sont principalement le résultat d'une augmentation de la productivité du travail, due en partie à une meilleure éducation. Ils incluent également les économies réalisées grâce à la réduction des dépenses liées aux maladies et à la mortalité infantile.

Currie et Vogl (2013) repose sur un examen approfondi des travaux universitaires existants, visant à établir des liens entre les chocs de santé, tels que la maladie, la famine, la malnutrition, la pollution et la guerre survenus pendant

l'enfance, et les résultats à l'âge adulte, notamment dans les pays en développement où les atteintes à la santé sont plus fréquentes, les capacités de remédiation sont limitées et où de multiples chocs peuvent interagir. Cette étude révèle plusieurs liens entre la santé infantile et les résultats économiques et physiques. En particulier, l'exposition à la sous-alimentation au cours des 36 premiers mois de vie a été associée à une réduction de 3,9 centimètres de la taille des adultes.

### 1.3 Déterminants de santé précoce

Il existe une vaste littérature qui étudie les déterminants de la santé des enfants. Une étude réalisée par Mamodraza (2013) a examiné ces déterminants chez les enfants canadiens à travers des données de panel. Les enfants, sélectionnés en 1994 et suivis jusqu'en 2009, ont montré que des facteurs tels que l'état matrimonial et les problèmes rencontrés par la mère durant la grossesse, ainsi que la santé de la mère, sont les principaux facteurs influençant négativement la santé d'un enfant canadien. Cependant, pour un enfant issu d'un pays moins développé que le Canada, les déterminants de la santé restent-ils les mêmes ?

Des individus avec un revenu plus élevé peuvent s'offrir des soins de santé plus appropriés et sont généralement en meilleure santé (Smith, 1999). Ces individus deviendront des parents capables d'offrir à leurs enfants une alimentation équilibrée et de bons soins de santé. Les études de Case et Paxson (2002) ainsi que celle de Case *et al.* (2005) ont renforcé le lien entre le revenu familial et la santé des enfants, montrant que les enfants nés dans des familles pauvres étaient généralement moins en bonne santé pendant leur enfance, avaient un faible investissement en capital humain et une santé moins robuste au début de l'âge adulte et un revenu inférieur. Il convient également de mentionner le niveau d'alphabétisation de la mère. Plusieurs études, notamment celles de Cutler et Lleras-Muney

(2006) ainsi que Currie et Moretti (2003), se sont concentrées sur le lien entre l'éducation de la mère et la santé infantile, révélant que ce lien est fort et positif. Les mères ayant un niveau d'éducation plus élevé ont moins de risques de perdre leurs enfants durant la première année de naissance.

L'inégalité sociale peut aussi déterminer la santé infantile. Coffey *et al.* (2019) ont examiné ce phénomène en Inde, en se concentrant sur les effets de la caste et de l'assainissement sur la taille des enfants. Ils ont découvert que les enfants issus de castes inférieures sont généralement plus petits que ceux de castes supérieures et que les enfants vivant dans des zones où l'assainissement est insuffisant présentent également une taille réduite.

L'impact des facteurs sociaux sur la santé des enfants est évalué dans l'article de Quansah *et al.* (2016), à l'aide d'un examen qualitatif de 34 articles sélectionnés parmi 98. Ces articles proviennent de bases de données réputées, notamment ScienceDirect, PubMed, MEDLINE via EBSCO et Google Scholar. Les résultats de l'étude mettent l'accent sur plusieurs points cruciaux. Tout d'abord, l'enseignement maternel supérieur démontre une corrélation positive avec l'amélioration des résultats en matière de santé des enfants, comme en témoignent la réduction des taux de mortalité infantile et l'amélioration des normes nutritionnelles. Deuxièmement, les enfants résidant dans les zones urbaines présentent généralement des résultats de santé supérieurs à ceux de leurs homologues ruraux, en raison d'un accès plus facile aux services et aux ressources de santé. En outre, le revenu familial influe de manière significative sur la santé des enfants, ceux des ménages les plus aisés affichant de meilleurs indicateurs de santé. Enfin, un taux de dépendance élevé et l'augmentation de la taille des ménages peuvent avoir un impact négatif sur la santé des enfants, souvent en raison de contraintes financières et d'une diminution de l'attention individuelle accordée à chaque enfant. Cette étude résume efficacement les facteurs ayant une incidence directe sur la santé d'un enfant et,

par conséquent, sur son statut socio-économique à l'âge adulte.

Dans notre base de données issue de l'India Human Development Survey II (IHDS-II), aucune variable ne mesure directement l'état de santé d'un adulte au début de sa vie. Toutefois, il est fréquent dans la littérature économique de recourir à des indicateurs indirects tels que le taux de mortalité infantile ou l'accès à l'assainissement, comme le démontrent les travaux de Vyas *et al.* (2016), Geruso et Spears (2018), ainsi que Duflo *et al.* (2015), qui ont utilisé les taux d'utilisation des toilettes dans les pays en développement pour évaluer l'état de l'environnement de santé. En suivant cette méthodologie, nous avons décidé d'analyser les variables du taux d'assainissement et de mortalité infantile dans le district et l'année de naissance, qui reflètent l'exposition aux conditions de santé au début de la vie.

## CHAPITRE II

### PRÉSENTATION DES DONNÉES

Ce chapitre présente les deux bases de données exploitées pour atteindre les objectifs de ce mémoire. Pour nos variables dépendantes et nos variables de contrôle, nous utilisons les données sur les hommes adultes de l'India Human Development Survey (IHDS-II), et pour notre variable indépendante principale, nous utilisons les taux historiques de mortalité infantile (TMI) et parfois le taux de défécation à l'air libre qui proviennent du recensement indien.

#### 2.1 India Human Development Survey

L'absence de données à grande échelle sur les ménages à différents moments a longtemps privé les chercheurs de la possibilité d'analyser plus profondément la dynamique des ménages tout au long de leur existence et d'essayer de comprendre les raisons des diversités au sein de la même société à différentes étapes de la vie (Narendranath *et al.*, 2018). La base de données de l'IHDS (India Human Development Survey) offre une occasion unique de répondre à des questions qui étaient auparavant très abstraites. La première enquête représentative au niveau national était l'IHDS-I (Desai *et al.*, 2005), réalisée en 2005 en Inde et financée par le National Institute of Child Health and Human Development (NICHD). L'échantillon comprenait 41 554 ménages représentatifs, avec 26 734 ménages ruraux sélection-

nés à l'aide d'un échantillonnage aléatoire stratifié, incluant des ménages interrogés lors d'une enquête précédente (HDPI) en 1993-1994 ainsi que de nouveaux ménages. Il y avait aussi 14 820 ménages urbains sélectionnés par probabilité proportionnelle à la population (PPA), en tenant compte des villes dans différents États ou groupes d'États.

L'IHDS-II a eu lieu en 2011-2012 (Desai *et al.*, 2012) et a réinterrogé 83 % des ménages d'origine, en incluant également des ménages supplémentaires résidant dans les mêmes villages ou quartiers urbains. L'échantillon final comprenait 42 152 ménages, répartis dans 33 États et territoires de l'Union, 384 districts, 1 420 villages et 1 042 blocs urbains. Pour compenser les pertes d'échantillonnage, notamment dans certaines zones urbaines et rurales des États du nord, où plusieurs ménages de l'IHDS-I ont été perdus, des ménages de remplacement ont été sélectionnés aléatoirement dans les mêmes quartiers pour actualiser l'échantillon. En tout, 2 134 nouveaux ménages ont été inclus dans l'échantillon de l'IHDS-II (Desai *et al.*, 2005). Nous étudions les hommes nés entre 1971 et 1996, qui avaient donc entre 16 et 41 ans en 2012, ce qui nous donne 21 452 observations, et nous utilisons le logarithme du salaire comme variable dépendante, avec plusieurs variables de contrôle, dont l'éducation, extraites de cette même base de données.

TABLEAU 2.1 Échantillon final de ménages dans IHDS-II

Catégorie	Nombre
Ménages en IHDS	41 554
Ménages dans IHDS-II	42 152
Ménages enquêtés à la fois dans l'IHDS et l'IHDS-II	40 018
Ménages IHDS perdus à recontacter pour IHDS-II	6 911
Ménages IHDS-II non inclus dans IHDS	2 134

Source : Lazaroff (2018)

La collecte des informations a été réalisée en utilisant deux questionnaires distincts, l'un destiné aux ménages et l'autre aux femmes. Les entretiens sont réalisés en face à face et comprennent différentes sections, y compris des entretiens avec des informateurs bien informés, généralement les chefs de ménage, sur la situation socio-économique du ménage. Des entretiens sont également menés avec des femmes célibataires âgées de 15 à 49 ans pour aborder des sujets tels que la santé, l'éducation, la fécondité, la planification familiale, le mariage et les relations entre les sexes au sein du ménage et de la communauté. Des tests rapides de lecture, d'écriture et d'arithmétique sont administrés ainsi que des mesures de taille et de poids à tous les enfants âgés de 8 à 11 ans disponibles dans le ménage. Tous les instruments d'enquête ont été traduits en 13 langues indiennes et sont administrés par des enquêteurs locaux. Ces méthodes rigoureuses permettent de recueillir des informations complètes et détaillées, adaptées aux diverses réalités socio-économiques et linguistiques présentes en Inde (Desai *et al.*, 2005).

## 2.2 Le taux de mortalité infantile (TMI)

Les taux historiques de mortalité infantile représentent le nombre de décès survenus chez les enfants de moins d'un an pour 1 000 naissances vivantes. Nous utiliserons ce taux comme variable indépendante pour évaluer l'environnement global de santé au début de la vie dans le district et l'année de naissance de la personne. Lorsque ce taux est élevé, cela indique une mortalité infantile plus importante, signalant potentiellement des conditions sanitaires défavorables. Les historiens économiques se sont traditionnellement appuyés sur la mortalité infantile comme reflet de l'état sanitaire d'une société, et il est de plus en plus accepté que ce taux exerce une influence déterminante sur la taille des enfants dans les pays en développement (Bozzoli *et al.*, 2009).

Nous disposons de données sur le taux de mortalité infantile (TMI) au niveau du district provenant de trois recensements, en 1981, 1991 et 2001. Nous interpolons ensuite entre les années de recensement en utilisant des régressions spécifiques au district des données TMI du recensement sur une tendance temporelle linéaire. Cette première étape d'interpolation permet d'obtenir une observation estimée de ce taux pour chaque ménage dans son district et année de naissance. Pour mesurer l'effet des mauvaises conditions de santé infantile sur le revenu, il est nécessaire de fusionner ce taux de mortalité infantile avec les données de l'IHDS-II.

Dans les années 1970, ce taux de mortalité infantile en Inde était préoccupant, avec environ 114 décès pour 1 000 naissances vivantes. En 2011, il était d'environ 40 décès pour 1 000 naissances vivantes selon l'Office du Registrar General en Inde. Cela a incité le pays à mettre en place des mesures et des politiques de santé publique visant à améliorer la situation. Au fil du temps, grâce à ces interventions stratégiques, le taux de mortalité infantile a connu une diminution constante, comme le démontre la figure 2.1.

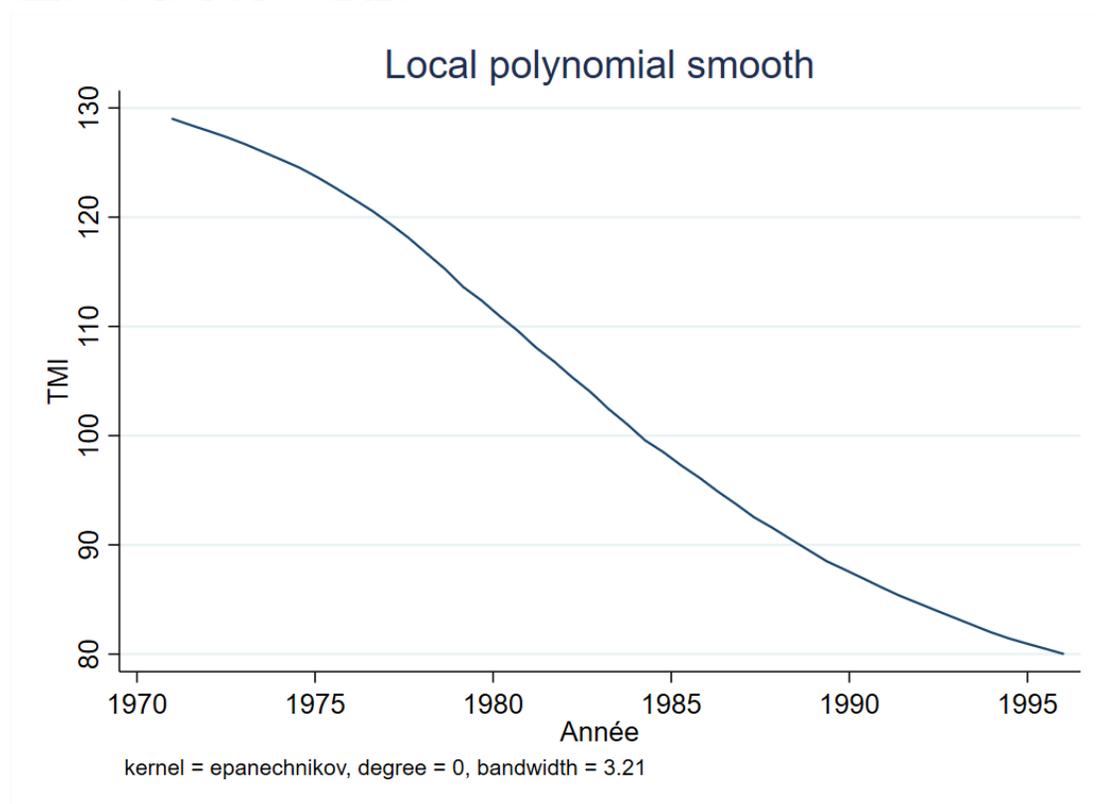
En Inde, il existe une disparité significative dans le regroupement des décès d'enfants entre les régions du groupe EAG et non-EAG<sup>1</sup>, avec des taux de mortalité infantile variant d'une région à l'autre. Les États du groupe EAG affichent généralement des taux plus élevés que les autres États, mettant en évidence une concentration des décès au sein de certains foyers plutôt qu'une répartition uniforme. Cette concentration suggère que certains foyers présentent des conditions ou des pratiques augmentant le risque de décès pour les enfants, comme un accès limité aux soins de santé, des pratiques sanitaires inadéquates, des facteurs envi-

---

1. Empowered Action Group : c'est un groupe de plusieurs États en Inde identifiés par le gouvernement pour bénéficier d'un soutien spécial en raison de leurs indicateurs de développement sociaux et de santé inférieurs à la moyenne nationale.

ronnementaux dangereux, voire des comportements négligents ou abusifs au sein de la famille (Paul *et al.*, 2021), ce qui met en évidence les inégalités régionales en matière de santé infantile. Ces disparités peuvent être attribuées à divers facteurs tels que la malnutrition, les infections, les naissances prématurées, un accès limité aux soins prénatals et néonataux de qualité, le manque de vaccinations ou un assainissement inadéquat. De plus, les niveaux de développement socio-économique inégaux et un accès limité aux soins de santé de qualité sont également des déterminants spécifiques à chaque région. Tous ces éléments ont un impact significatif sur la santé et la survie des nourrissons.

FIGURE 2.1 Régression polynomiale locale du taux de mortalité infantile sur les années de 1971 à 1996 en Inde



Source : Nos calculs à partir des données de l'IHDS II et TMI, 1971 à 1996

### 2.3 Le taux de défécation à l'air libre

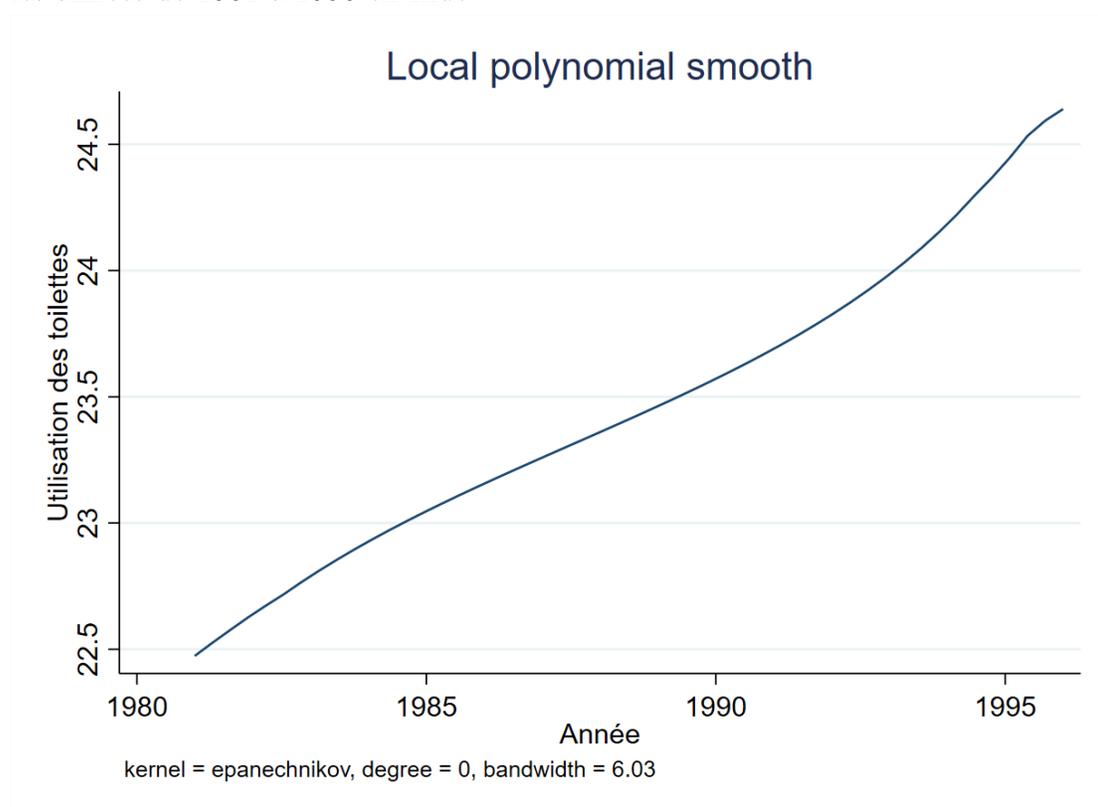
Ce taux mesure le pourcentage de ménages dans un district pratiquant la défécation en plein air, c'est-à-dire dans des champs, des forêts, des buissons, des plages ou d'autres espaces ouverts, au lieu d'utiliser des toilettes ou des latrines. Bien que cette pratique puisse être en déclin, elle reste ancrée dans certaines traditions culturelles en Inde aujourd'hui. Elle constitue un vecteur significatif de transmission de maladies infectieuses, telles que les maladies diarrhéiques, qui figurent parmi les principales causes de mortalité infantile dans les pays en développement (UNICEF, 2019).

Nous utilisons ce taux comme une autre mesure de l'état de santé publique au début de la vie, en nous basant sur les données des recensements indiens de 1981, 1991 et 2001, disponibles séparément pour les zones urbaines et rurales de chaque district. Ces données sont interpolées entre les années de recensement, en utilisant des régressions spécifiques au district, pour servir principalement à calculer les taux estimés de défécation à l'air libre parmi les individus nés en 1981 ou après, car les données spécifiques concernant la pratique de la défécation à l'air libre en milieu rural ne sont pas directement disponibles pour le recensement de 1981. Toutefois, en nous basant sur une estimation de l'Organisation mondiale de la santé pour l'année 1980, qui suggère que 99% de la population rurale indienne ne bénéficiait pas d'un accès adéquat à des installations sanitaires, nous avons décidé d'attribuer un taux de 100% pour la défécation à l'air libre en milieu rural pour l'année 1981, conformément aux pratiques établies dans la littérature, comme indiqué dans Lawson et Spears (2016).

L'assainissement, mesuré au niveau du district par le pourcentage de ménages utilisant des toilettes ou des latrines, par opposition à ceux pratiquant la défécation à l'air libre, est utilisé pour évaluer la robustesse et la plausibilité des

effets observés. La Figure 2.2 présente le pourcentage d'utilisation des toilettes pour les années de 1981 à 1996. Nous observons une augmentation, qui semble plutôt lente et linéaire, du taux d'accès aux toilettes au fil du temps, atteignant 24,55% en 1996. Cette augmentation pourrait être attribuée aux améliorations des installations sanitaires visant à lutter contre ce phénomène de défécation à l'air libre.

FIGURE 2.2 Régression polynomiale locale du taux de défécation à l'air libre sur les années de 1981 à 1996 en Inde



Source : Nos calculs à partir des données de l'IHDS II et TMI, 1981 à 1996

## 2.4 Statistiques descriptives

Cette section a pour objectif de présenter une description des caractéristiques socioéconomiques et de santé des individus constituant l'échantillon sur lequel se base notre étude.

Notre échantillon de 21 452 individus est réparti dans 33 états, qui sont eux-mêmes composés de plusieurs districts, représentant un sous-ensemble de 351 des 640 districts présents en Inde selon le recensement de 2011, pouvant inclure à la fois des zones urbaines et rurales. Le tableau 2.2 présente des statistiques descriptives sur les caractéristiques socioéconomiques des individus de notre échantillon. Il est à noter que les individus de l'échantillon sont nés en moyenne autour de 1983, ce qui coïncide avec la période couverte par notre étude (16 à 41 ans) en 2011. Le TMI moyen dans l'année de naissance est de 104,10 pour 1 000 naissances, avec un écart-type significatif de 40,17, ce qui suggère des différences marquées entre les différentes années et/ou localités. De plus, le taux d'assainissement moyen, ou l'accès aux toilettes au moment de la naissance, est de 23,75 %, avec un écart-type de 27,92, indiquant une variation notable dans l'accès aux services de santé. Cette méthode garantit que les données relatives à la mortalité infantile et au taux d'assainissement moyen estimé sont pertinentes pour identifier chaque individu selon son lieu et année de naissance. Le salaire horaire moyen est de 25,44 roupies, ce qui est équivalent à 0,54 CAD selon le taux de change moyen en 2011, avec un écart-type de 25,89, indiquant une dispersion considérable autour de la moyenne. Le 25e percentile est de 13,33, ce qui signifie que 25 % des individus gagnent moins que cela, et le 75e percentile est de 27,78, donc 25 % gagnent plus.

La variation du TMI et du taux d'assainissement est considérable non seulement dans le temps, mais aussi entre les districts à tout moment. Par exemple, en 1971, le TMI moyen estimé était de 131,33 pour 1 000 naissances vivantes, avec

un écart-type de 50,80, reflétant une variation substantielle entre les districts. Certains districts affichaient un TMI aussi bas que 40,33, tandis que d'autres atteignaient jusqu'à 281, ce qui souligne les disparités considérables au sein des régions, probablement dues à des différences dans les infrastructures et les conditions socioéconomiques locales. En 1996, bien que le TMI moyen estimé ait diminué à 73,24 pour 1 000 naissances vivantes, avec un écart-type réduit de 22,14, ces disparités entre les districts persistaient, quoique dans une moindre mesure. Concernant le taux d'assainissement moyen estimé, en 1981, la moyenne se situait à 20,85 %, avec un écart-type de 29,39 %, révélant une hétérogénéité marquée entre les districts. Certains districts étaient caractérisés par la défécation à l'air libre essentiellement universelle, tandis que d'autres atteignaient des niveaux d'utilisation de toilettes aussi élevés que 87,37 %, ce qui reflète à nouveau les différences régionales dans l'accès aux infrastructures sanitaires. En 1996, bien que la moyenne ait augmenté à 27,82 %, l'écart-type avait diminué à 25,31 %, indiquant que la variation entre les districts restait significative, mais s'était quelque peu resserrée. Ces chiffres illustrent non seulement les disparités régionales persistantes en matière d'accès aux services sanitaires, mais aussi l'évolution disparate des conditions de vie dans les différentes régions au cours de la période étudiée.

L'effet de l'exposition à un mauvais environnement de santé pour les enfants a un impact négatif à l'âge adulte, tant au niveau physique qu'économique. Dans cette étude, nous avons utilisé comme test de robustesse l'effet des mauvaises conditions de santé sur la taille des individus. À partir des données de l'IHDS-II, une première mesure a été réalisée par anthropométrie<sup>2</sup>. Par la suite, une deuxième mesure a été effectuée dans le but de vérifier la précision de la taille des individus.

---

2. L'anthropométrie est une branche de l'anthropologie physique qui étudie les mesures et les proportions du corps humain. Le terme vient des mots grecs « anthropos » (homme) et « metron » (mesure), signifiant littéralement « la mesure de l'homme ».

Dans le cadre de notre étude, nous avons privilégié l'utilisation de cette seconde mesure. Les résultats obtenus révèlent qu'en moyenne, la taille des individus de notre échantillon est de 162,67 cm, avec un écart-type de 9,79. Cette moyenne suggère une stature relativement modeste pour un homme, selon les standards habituellement observés.

TABLEAU 2.2 Statistiques descriptives

	Moyenne	Écart type	25e percentile	75e percentile
Salaire horaire (roupies)	25,44	25,90	13,33	27,78
Log du salaire horaire (roupies)	3,01	0,62	2,59	3,32
Log de la consommation par tête	9,73	0,60	9,33	10,08
Taux de mortalité infantile à l'année de naissance	104,10	40,17	74,53	126
Couverture sanitaire à l'année de naissance	23,75	27,93	2,50	49,19
Anthropométrie de taille	162,67	9,79	158,5	168,2
Année de naissance	1983,04	6,88	1977	1989
Âge lors de l'enquête	28,95	6,88	23	35
Années d'études	7,31	4,52	5	10
Urbain	0,32	0,46	0	1
n (Homme adulte)	21,452			

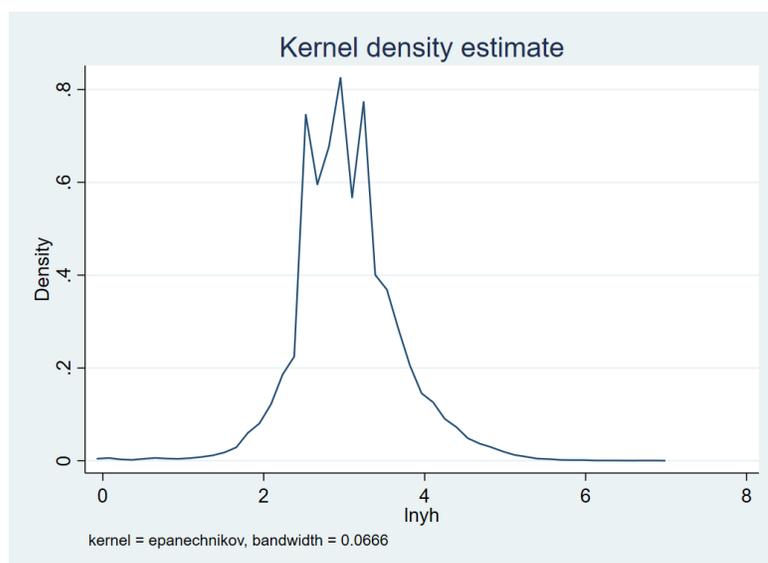
*Source : Nos calculs à partir des données de l'IHDS II et du recensement indien. Note : Les rémunérations reportées proviennent des données de l'IHDS II. Ces données sont établies soit directement à partir du salaire horaire fourni par les individus, soit estimées à travers une série de questions approfondies concernant les revenus.*

Le logarithme du salaire horaire a été calculé pour normaliser la distribution des salaires et réduire l'impact des valeurs extrêmes. La figure 2.3 démontre l'estimation de densité par noyau d'Epanechnikov (EDN), afin de minimiser l'erreur quadratique moyenne dans l'estimation de densité. Il semble y avoir trois pics distincts dans la distribution, possiblement attribuables au rassemblement des salaires autodéclarés (ou calculés) autour de points spécifiques tels que 12,5, 15,

et 25. Cette tendance pourrait également refléter des variations dans les habitudes de consommation entre individus, soulignant ainsi des particularités importantes. Cet aspect s'avère crucial pour renforcer la robustesse de nos analyses et affiner nos estimations liées au bien-être. Nous avons aussi procédé à l'estimation de la relation entre le taux de mortalité infantile (TMI) et la consommation annuelle par tête des ménages. La figure 2.4 illustre l'estimation de la densité via le noyau d'Epanechnikov appliqué au logarithme de la consommation. Nous observons qu'il n'existe pas de signes manifestes de la présence de sous-groupes distincts au sein de la distribution des données de consommation, contrairement à ce que l'on constate dans l'estimation du logarithme des salaires.

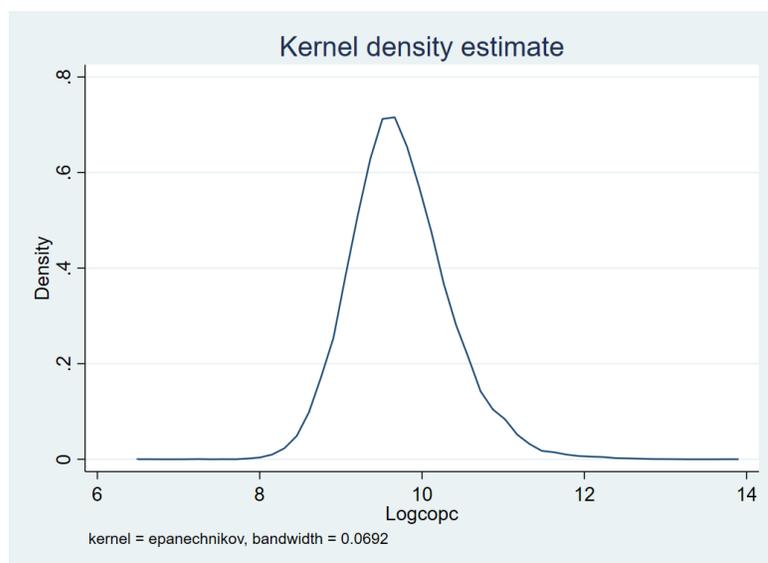
Dans une vérification ultérieure de la robustesse et la plausibilité de nos résultats, nous analysons les dynamiques migratoires en déterminant depuis combien de temps un ménage réside à une adresse donnée. Si la durée est courte (0, 1, 3 ans), cela indique un déménagement récent. À l'opposé, une présence depuis 60 ans suggère une résidence permanente. Ces données nous aident à identifier une sous-population qui n'a pas connu de migration. Par exemple, si un individu a 30 ans et que sa famille réside au même endroit depuis 60 ans, on peut déduire que cet individu est resté local depuis sa naissance, ce qui nous donne plus de certitude que le TMI mesuré pour cet individu concerne son vrai district de naissance. On sait qu'en Inde, il y a généralement peu de déménagements des hommes au sein des familles élargies. Nos données montrent une répartition de 19 516 non-migrants et 1 936 migrants, totalisant 21 452 individus dans notre échantillon.

FIGURE 2.3 Estimation de densité de noyau du log(salaire)



*Source : Nos calculs à partir des données de l'IHDS-II.*

FIGURE 2.4 Estimation de densité de noyau du log(consommation)



*Source : Nos calculs à partir des données de l'IHDS-II.*

## CHAPITRE III

### MÉTHODOLOGIE

Ce chapitre servira à présenter l’approche méthodologique adoptée pour mesurer l’effet de l’exposition aux mauvaises conditions de santé au début de la vie sur le revenu et la taille des enfants à l’âge adulte. Il s’agira de présenter dans la section 3.1 la stratégie d’estimation principale qui utilise le logarithme du salaire comme variable dépendante et le taux de mortalité infantile ainsi que le taux de défécation en plein air comme variables indépendantes. Dans la section 3.2, on décrira diverses autres estimations pour étudier les mécanismes et la robustesse de nos résultats.

#### 3.1 Méthode d’estimation économétrique

Dans cette étude, nous examinons la corrélation entre les salaires des adultes en 2012 et les conditions de santé publique ou d’hygiène de leur district au moment de la naissance, ainsi que la corrélation entre la taille des enfants en 2012 et leur condition de santé infantile, en se focalisant sur différents districts de l’Inde entre les années 1971 et 1996. Nous employons une méthode de régression linéaire au niveau individuel, avec des effets fixes pour l’année et pour le district, déjà exploitée dans l’article de Lawson et Spears (2016), pour comparer les travailleurs concurrents sur le marché du travail actuel, mais qui ont été exposés à des en-

vironnements de maladie et de mortalité différents dès leur naissance. Cela nous permet d'analyser comment ces diverses expositions initiales ont pu influencer les résultats économiques ultérieurs des individus, tout en prenant en compte d'autres facteurs susceptibles d'affecter également les salaires au niveau individuel :

$$\ln(y_{idt}) = \beta TMI_{dt} + X_{idt}\theta + \alpha_d + \gamma_t + \varepsilon_{idt} \quad (3.1)$$

Où  $i$  représente les travailleurs adultes individuels,  $d$  désigne les districts,  $t$  représente les années de naissance, et  $X$  est un ensemble de variables de contrôle,  $y$  compris une constante. Le terme  $\ln(y_{idt})$  représente le logarithme du revenu individuel, qui est la variable dépendante dans le modèle, et  $\beta TMI_{dt}$  représente l'effet de l'environnement de santé en début de vie sur les salaires, tel qu'indiqué par le taux de mortalité infantile. Il capture l'association entre cet environnement de santé précoce et les revenus ultérieurs des adultes.  $X_{idt}$  est un ensemble de variables de contrôle qui seront sélectionnées au début de la manipulation de la base de données IHDS-II afin d'identifier les facteurs qui pourraient avoir une influence sur les salaires, indépendamment de l'environnement de santé en début de vie. Ces variables comprennent des caractéristiques telles que l'éducation, l'expérience de travail, la caste et la religion, etc. Leur inclusion permet de contrôler ces facteurs afin d'isoler l'effet spécifique de l'environnement de santé en début de vie sur les salaires et d'évaluer plus précisément cet effet.

Les termes  $\alpha_d$  et  $\gamma_t$  représentent respectivement les effets fixes pour les districts et les années de naissance. Les effets fixes district ( $\alpha_d$ ) permettent de prendre en compte les différences moyennes sur les marchés du travail entre les districts, ainsi que les différences initiales de santé précoce entre les districts. Les effets fixes année ( $\gamma_t$ ) permettent de capturer le profil global des salaires en fonction de l'âge. De plus, il est important de noter que de nombreux facteurs peuvent influencer les

salaires et varier selon les districts et au fil du temps, comme la compétitivité des marchés du travail, la puissance des syndicats, le taux de chômage, etc. Cependant, mon ensemble complet de contrôles, incluant des effets fixes de district, des effets fixes état rural/urbain et des tendances linéaires par état, devrait contrôler pour ces variations. Ainsi, tout ce qui pourrait varier sur le marché du travail en 2011-2012 ne posera pas de problème, car les travailleurs dans chaque district sont en concurrence sur le même marché du travail à ce moment-là, et les effets fixes de district permettent de capturer ces dynamiques. Les coefficients  $\beta$  et  $\theta$  représentent les effets des variables, telles que le taux de mortalité infantile et les autres variables de contrôle, sur le logarithme du revenu. Ils quantifient l'impact de ces variables sur les salaires. Les erreurs  $\varepsilon_{idt}$  représentent les résidus du modèle, c'est-à-dire les différences entre les valeurs observées du logarithme de revenu et les valeurs prédites par le modèle ; les écarts-types seront tous calculés en utilisant le clustering au niveau du district, permettant ainsi des corrélations entre les erreurs des individus vivant dans le même district.

Il convient de souligner que cette spécification représente notre modèle principal. Néanmoins, afin de tester la robustesse de nos résultats, nous réaliserons également des estimations alternatives en remplaçant le TMI par le pourcentage de la population utilisant les toilettes. De plus, nous envisageons d'explorer différentes variables dépendantes, telles que la consommation, le niveau d'éducation ou la taille des individus.

Pour assurer des résultats robustes qui mesurent l'effet de l'environnement de santé en début de vie sur les salaires, nous avons d'abord identifié les facteurs susceptibles d'être corrélés avec les salaires. Par la suite, nous avons progressivement exclu ces facteurs en intégrant des variables de contrôle  $X_{idt}$  étape par étape dans chacune des régressions :

— **Tendances temporelles linéaires par État** : Nous évaluons l'impact

de la santé en début de vie en examinant dans quelle mesure la tendance temporelle du taux de mortalité infantile (TMI) par district diverge de la tendance générale de l'État. Cela permet d'écarter l'influence de toute variable non enregistrée au niveau de l'État.

- **Effets fixes État-Urbain** : Nous appliquons des effets fixes pour distinguer les environnements ruraux des environnements urbains au sein de chaque État, permettant un contrôle plus fin des variations régionales.
- **Indicateurs sociaux spécifiques à urbain versus rural** : Nous intégrons des indicateurs pour huit groupes sociaux, incluant les castes et les religions, tout en considérant leur interaction avec le milieu urbain ou rural. Cette approche nous permet de tenir compte de la diversité socio-culturelle et de ses impacts potentiels sur les salaires, en reconnaissant que l'importance de ces groupes sociaux peut varier significativement entre les zones urbaines et rurales.
- **Catégories de travail et d'éducation/alphabétisation** : Nous ajoutons des indicateurs pour l'appartenance des travailleurs à huit catégories d'emploi, ce qui exclut les fausses différences structurelles sur les marchés du travail des districts. Enfin, nous ajoutons des indicateurs détaillés pour les années d'éducation, en interaction avec le niveau d'alphabétisation, afin de mieux contrôler pour l'effet de l'éducation sur le potentiel économique et l'accès à de meilleurs emplois. Cette approche permet d'examiner si la relation entre l'environnement de santé précoce et les salaires persiste au-delà de ces effets combinés.
- **Alphabétisation féminine** : Le niveau d'alphabétisation des femmes dans chaque district est estimé à partir de l'année de naissance des hommes étudiés et est apparié aux données du recensement, de la même manière que le TMI. Cependant, l'interpolation entre les années de recensement dans chaque district est effectuée de manière linéaire par segments, plutôt

que par une régression. Cette mesure sert d'indicateur supplémentaire du développement humain et est considérée dans notre analyse pour affiner notre mesure de l'impact de la santé en début de vie sur les salaires.

Pour mesurer la relation entre les conditions de santé publique et d'hygiène en début de vie et les salaires à l'âge adulte, nous avons élaboré une série de modèles de régression, commençant principalement par régresser le logarithme du salaire sur le taux de mortalité infantile (TMI). Notre stratégie d'estimation ne cherche pas à prouver une causalité directe entre la mortalité infantile et les salaires des adultes. Elle vise plutôt à identifier comment ces deux éléments sont influencés par les conditions de santé et de maladie auxquelles une personne est exposée durant son enfance. Cette stratégie repose sur une identification à double effet fixe (lieu et temps) qui prend en compte les variables de lieu et de temps, permettant de comparer des personnes travaillant sur le même marché du travail, mais ayant été exposées à des conditions sanitaires différentes à leur naissance. Cette stratégie s'appuie sur deux bases principales :

- **Marché du travail commun** : Dans chaque district, un marché du travail commun se caractérise par des salaires et des conditions d'emploi qui sont partiellement déterminés par les mêmes dynamiques de marché. Cela signifie que, quel que soit leur âge, les travailleurs concourent entre eux pour répondre à la demande de travail au sein de ce marché spécifique du district. Cette configuration implique une substituabilité potentielle entre les travailleurs de différentes générations, puisqu'ils participent tous au même marché du travail au niveau du district.
- **Panel synthétique** : L'idée est que les travailleurs de différentes cohortes d'âge forment un panel synthétique, représentant les effets de la santé et des conditions de vie précoces à divers moments de l'histoire. En d'autres termes, les différences entre les âges des travailleurs servent à mettre en lumière comment les conditions de santé au début de la vie ont évolué au fil

du temps et comment elles pourraient influencer les salaires des adultes en 2012 et la santé infantile dans les districts de l’Inde durant les années 1971 à 1996. Cette comparaison est faite en utilisant les données historiques de mortalité infantile et les données de salaires des adultes recueillies à travers des enquêtes transversales.

### 3.2 Tests de robustesse

Dans cette section, nous allons mettre en œuvre une vérification de la robustesse de nos résultats, qui consiste à décrire diverses autres estimations pour étudier les mécanismes de nos résultats.

- **Régression par variable instrumentale** : Nous allons mettre en œuvre une vérification de la robustesse de nos résultats afin d’estimer l’impact des conditions de santé publique et d’hygiène en début de vie sur les résultats économiques à l’âge adulte. Les principales estimations décrites ci-dessus utilisent une méthode d’interpolation pour estimer le taux de mortalité infantile (TMI) pendant les années inter-censitaires<sup>1</sup>, ce qui pourrait introduire une erreur de mesure. Pour traiter ce problème potentiel, nous procédons à une estimation par variable instrumentale, dans laquelle le TMI est instrumenté par une valeur provenant d’une interpolation du logarithme du TMI dans les régressions spécifiques au district. L’erreur de mesure que contient cette dernière sera différente de celle de la mesure principale du TMI, ce qui devrait réduire tout biais causé par l’erreur de mesure dans les estimations OLS.
- **L’effet sur l’éducation** : Une santé fragile durant l’enfance est souvent liée à des performances éducatives et économiques moindres à l’âge adulte,

---

1. Le terme “inter-censitaire” se réfère à la période entre deux recensements.

comme le souligne Currie (2009). D'un autre côté, Bleakley (2010) affirme que, bien qu'une meilleure santé en début de vie puisse théoriquement accroître le capital humain adulte en améliorant la force physique et les capacités cognitives, cela ne se traduit pas nécessairement par une augmentation des années de scolarisation. Il avance que, bien que la santé améliorée puisse augmenter les avantages attendus de l'éducation, elle peut simultanément élever les coûts associés à la scolarisation d'un enfant, tels que les dépenses directes pour l'éducation ou les coûts d'opportunité liés au temps passé à l'école au lieu de travailler. Sur la base de cette prédiction, notre deuxième vérification de robustesse se penche, à travers une régression où l'éducation sera quantifiée à la fois par le taux d'alphabétisation et le nombre d'années de scolarité complétées. Cette régression se concentrera d'abord sur le taux de mortalité infantile (TMI) comme indicateur de santé en début de vie, puis sur le taux de défécation à l'air libre comme indicateur d'hygiène. Cette analyse nous aidera à comprendre comment les améliorations de la santé en début de vie affectent le capital humain des adultes, en se concentrant spécifiquement sur le rôle potentiel de l'éducation.

- **Exclure l'effet de la migration :** Notre stratégie d'identification repose sur l'observation des districts où vivent les individus à l'âge adulte, et non des districts de leur naissance, bien que le taux de mortalité infantile soit tiré de cette dernière observation. Le déplacement de ces individus d'un lieu à un autre pourrait biaiser nos estimations. Bien qu'en utilisant une variable sur la migration provenant des données de l'India Human Development Survey (IHDS-II), qui indique si une personne a déménagé depuis sa naissance ou non, nous sommes confrontés à l'incapacité de déterminer d'où elle a migré, ce qui risque de surévaluer la migration puisque même les déménagements au sein du même district sont considérés comme des migrations. Afin d'éviter un biais potentiel dû à la migration, nous condui-

sons les régressions des salaires sur le TMI et l'assainissement en nous limitant uniquement aux individus qui n'ont pas déménagé, excluant ceux qui ont déclaré avoir déménagé, y compris ceux ayant migré à l'intérieur des districts.

- **Effets sur la consommation :** Étant donné que les ménages répartissent typiquement leur revenu entre l'épargne et la consommation, nous postulons qu'une amélioration des conditions de santé dans la petite enfance, reflétée par une réduction du taux de mortalité infantile (TMI), devrait entraîner une augmentation du revenu disponible et, par conséquent, de la consommation des ménages. Cette hypothèse est particulièrement pertinente dans les contextes où les hommes adultes contribuent de manière significative au budget familial en Inde. Dans une vérification de la robustesse de nos principaux résultats, nous procédons à une analyse de régression du logarithme de la consommation par tête en fréquence annuelle sur le TMI, en contrôlant pour les mêmes variables que l'estimation principale du logarithme du salaire sur le taux de mortalité infantile.
- **Effets sur le développement physique :** Il existe une corrélation positive entre la taille à l'âge adulte et la santé durant l'enfance. Ceux qui étaient plus grands à l'âge adulte avaient généralement été moins malades pendant leur enfance (Bozzoli *et al.*, 2009), indiquant que l'exposition à de mauvaises conditions sanitaires durant l'enfance peut affecter leur développement physique. À partir d'une variable mesurant la taille des individus à l'âge adulte, disponible dans nos données de l'IHDS-II, nous avons décidé de tester cette hypothèse en réalisant une régression de cette variable sur le taux de mortalité infantile (TMI), puis sur le taux de défécation en plein air, afin d'évaluer leur impact respectif sur le développement physique.
- **Réplication des résultats de Lawson et Spears (2016) :**  
Notre article de référence, Lawson et Spears (2016), a révélé qu'une di-

minution de 10 points de pourcentage du taux de mortalité infantile est associée à une augmentation de 2 % des salaires à l'âge adulte. Ils ont utilisé un échantillon de personnes nées entre 1971 et 1989, âgées de 16 à 34 ans en 2005, provenant de l'enquête de l'IHDS-I. Dans notre étude, nous avons pris un échantillon plus grand pour couvrir les personnes âgées de 16 à 41 ans. Cependant, nos résultats principaux étaient faibles et non significatifs. Nous avons cherché à comprendre si cette différence entre nos résultats principaux et ceux de Lawson et Spears (2016) était due au découpage de l'échantillon utilisé dans la deuxième enquête de l'IHDS-II. Nous allons donc répliquer cette régression, d'abord pour les personnes nées entre 1971 et 1989, représentant l'échantillon de Lawson et Spears (2016), et pour les individus nés entre 1978 et 1996, représentant la tranche d'âge (en 2012) étudiée dans ce dernier article, sur le taux de mortalité infantile et le taux d'utilisation des toilettes respectivement. Cela nous permet de tester l'hypothèse selon laquelle ces résultats faibles sont dus au découpage de l'échantillon ou pas.

## CHAPITRE IV

### RÉSULTATS

Ce chapitre est consacré à la présentation des résultats issus de nos différentes régressions. Initialement, nous présentons les résultats de l'estimation concernant l'effet de l'environnement de santé publique et de l'hygiène en début de vie sur les salaires des adultes. Dans une seconde partie, nous exposons les différentes régressions de robustesse présentées dans la section précédente.

#### 4.1 Résultats principaux

##### 4.1.1 Utilisation du taux de mortalité infantile

Le tableau 4.1 présente les résultats de notre première régression, examinant l'effet du taux de mortalité infantile (TMI) de l'année de naissance sur les salaires des adultes. Chaque colonne correspond à l'ajout d'un vecteur de contrôle supplémentaire. Dans la première colonne, le coefficient de régression de (-0.000463) indique qu'une augmentation de 1 point dans le TMI est liée à une réduction de 0,0463% du salaire. Bien que cette association soit statistiquement non significative, elle suggère une tendance à la diminution des salaires avec l'accroissement de la mortalité infantile. Les contrôles pour les effets fixes de district et d'année sont inclus dès la première colonne. La colonne 2 ajoute des contrôles pour les in-

dicateurs urbains et tendances linéaires spécifiques à chaque État ainsi que pour les indicateurs religieux et de caste, résultant en un coefficient légèrement accru à (-0.000488), ce qui indique une stabilité dans l'estimation de l'effet du TMI. La colonne 3 intègre des indicateurs pour les catégories d'emploi, sans impacter le coefficient, ce qui suggère que les types d'emploi ne sont pas des variables omises influençant l'effet observé de la mortalité infantile sur les salaires. La colonne 4 applique le théorème de l'enveloppe de Bleakley en contrôlant pour l'éducation, mesurée par un vecteur d'indicateurs scolaires interagissant avec l'alphabétisation, et ne trouve pas d'effet significatif sur le coefficient de mortalité infantile. Enfin, la colonne 5 prend en compte les taux d'alphabétisation féminine dans le district et l'année de naissance de l'individu. Malgré une légère diminution de l'échantillon due à l'indisponibilité de certaines combinaisons district-année, la persistance du coefficient suggère que le gradient observé peut être attribué à l'environnement de santé de la petite enfance plutôt qu'au développement humain historique en général.

TABLEAU 4.1 Régression de log(salaire) sur TMI

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
TMI	-0.000463 (0.000494)	-0.000488 (0.000595)	-0.000401 (0.000581)	-0.000442 (0.000541)	-0.000736 (0.000540)
Effets/district	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet/année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Groupe social x urbain	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
État x urbain	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Tendance linéaire pour chaque État	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Catégorie d'emploi	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Éducation x alphabétisation	Non	Non	Non	Oui	Oui
Alphabétisation féminin	Non	Non	Non	Non	Oui
<i>N</i>	18114	18112	18112	18089	16920

Erreurs-types entre parenthèses

+  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

#### 4.1.2 Utilisation du taux de défécation à l'air libre

Dans cette analyse de régression, la procédure est reprise de l'étude précédente, en mettant l'accent sur la régression du salaire par rapport à la proportion d'utilisation des toilettes, calculée comme 100 moins la prévalence de la défécation à l'air libre. La substitution du taux de mortalité infantile par cette variable indépendante est justifiée par le rôle important que joue la défécation à l'air libre dans la contribution au taux de mortalité infantile en Inde, à la fois historiquement et aujourd'hui. Cela sert de mesure des conditions de mauvaise santé au début de la vie et cela, à des fins de robustesse de notre résultat principal. Nous

avons gardé les mêmes vecteurs de contrôle que la régression principale. Le tableau 4.2 indique des coefficients positifs dans toutes les colonnes, ce qui suggère qu'un meilleur assainissement est associé à des salaires plus élevés. Dans la colonne 1, le coefficient est de (0.00244), ce qui indique une très forte signification statistique au niveau de 0,1% ( $p < 0.001$ ). Cela suggère qu'une diminution de 10 points du taux de défécation à l'air libre augmente le salaire de 2,44%, ce qui est économiquement significatif. À l'ajout des vecteurs de contrôle, on remarque que le coefficient de régression diminue jusqu'à arriver à (0.000543) dans la colonne 2, et dans les colonnes 2 à 5 il est statistiquement non significatif, même pas pour un niveau de 10%. Mais malgré cela, on remarque que les coefficients correspondent à une augmentation de 0,5% à 0,9% des salaires pour une augmentation de 10% de l'utilisation des toilettes. La relation reste positive et indique qu'une meilleure hygiène et l'utilisation des toilettes sont associées à une augmentation des salaires à l'âge adulte. Dans ce cas comme dans les régressions sur le TMI, les autres groupes de variables de contrôle sont statistiquement significatifs, l'âge étant un prédicteur particulièrement important des salaires<sup>1</sup>.

Le résultat principal de nos régressions fournit un aperçu modeste de l'effet des conditions sanitaires précoces sur les salaires à l'âge adulte. Les résultats des tableaux 4.1 et 4.2 montrent que les salaires des adultes sont associés positivement aux conditions de santé publique en début de vie, bien que ces associations soient rarement statistiquement significatives. Cependant, il est crucial de considérer

---

1. Les salaires augmentent significativement avec l'âge, et les groupes sociaux ayant les salaires les plus élevés sont les trois groupes suivants en zone urbaine : les brahmanes, les autres castes avancées, et les chrétiens, sikhs et jaïns. Tous les autres groupes de variables de contrôle de la colonne (2) de chaque tableau sont statistiquement significatifs au niveau de 1%, à l'exception des tendances linéaires d'État dans la régression du TMI, qui ne sont significatives qu'au niveau de 10%.

TABLEAU 4.2 Régression de log(salaire) sur l'utilisation des toilettes

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Assainissement	0.00244*** (0.000459)	0.000542 (0.00220)	0.000881 (0.00222)	0.000818 (0.00206)	0.000542 (0.00224)
Effets/district	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet/année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Groupe social x urbain	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
État x urbain	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Tendance linéaire pour chaque État	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Catégorie d'emploi	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Éducation x alphabétisation	Non	Non	Non	Oui	Oui
Alphabétisation féminin	Non	Non	Non	Non	Oui
<i>N</i>	12824	12821	12821	12804	11506

Erreurs-types entre parenthèses

+  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

leur signification économique, c'est-à-dire leur pertinence dans le monde réel. Par exemple, même si l'association entre le taux de mortalité infantile (TMI) et les salaires des adultes est faible et non significative, l'effet estimé reste négatif. Une augmentation de 10 points du TMI est associée à une diminution approximative de 0,46% à 0,74% des salaires, comme le montre le tableau 4.1. Bien que ces effets soient économiquement modestes, ils suggèrent qu'une réduction de la mortalité infantile pourrait être liée à une légère augmentation des salaires. Cela renforce l'idée que des interventions visant à améliorer les conditions de santé infantile pourraient avoir un impact positif, même modeste, sur les revenus futurs des individus. De même, la régression sur l'utilisation des toilettes montre que le lien entre l'amélioration des conditions sanitaires et l'augmentation des salaires reste positif, même si les coefficients perdent leur significativité statistique à mesure que des variables de contrôle supplémentaires sont ajoutées. Par exemple, dans la colonne 1 du tableau 4.2, le coefficient de 0,00244 indique qu'une réduction de 10 points dans le taux de défécation à l'air libre est associée à une augmentation de 2,44% des salaires, un effet à la fois économiquement et statistiquement significatif. Lorsque d'autres contrôles sont ajoutés (colonnes 2 à 5), bien que les coefficients deviennent non significatifs, ils continuent de montrer une augmentation des salaires entre 0,54% et 0,88% pour une amélioration équivalente des conditions sanitaires. Cette persistance d'une relation positive, même avec la perte de significativité statistique, suggère qu'une meilleure hygiène et un accès accru aux installations sanitaires pourraient conduire à des bénéfices économiques. Dans les régions historiquement déficientes en infrastructures sanitaires, une telle augmentation, bien que modeste, pourrait avoir un impact réel sur les revenus des individus.

En comparaison avec l'étude de Lawson et Spears (2016), nos résultats sont moins prononcés, indiquant des impacts moins significatifs de ces facteurs sur les

salaires. Cette différence pourrait être due à des variations dans les échantillons entre la première et la deuxième enquête de l'IHDS, que nous allons explorer dans la section 4.2.6. Toutefois, elle pourrait également refléter les changements majeurs survenus sur le marché du travail indien entre 2004-2005 (IHDS-I) et 2011-2012 (IHDS-II). Au cours de cette période, la structure et les résultats du marché du travail en Inde ont subi d'importants bouleversements. L'économie indienne a connu un déplacement notable de l'agriculture vers l'industrie et les services, avec une forte diminution de la productivité agricole, tandis que la productivité dans le secteur des services a augmenté de manière spectaculaire (Usami et Rawal, 2022). Cette transition s'inscrivait dans une tendance plus large amorcée dès les années 1950, mais elle s'est accélérée au cours de cette période. Malgré une croissance économique soutenue, le taux de chômage global est resté faible, mais la participation des femmes au marché du travail est passée de 34-37 % en 2005 à environ 27 % en 2012, selon Borooh (2019). Le recensement de 2011 a également révélé une décélération de la croissance de la main-d'œuvre, surtout chez les femmes, tandis que la proportion de travailleurs marginaux a augmenté (Motkuri et Naik, 2016). Cependant, en raison de l'absence de données spécifiques sur les effets des changements du marché du travail dans notre échantillon, nous ne pouvons pas tester directement cette hypothèse. Dans la section suivante, nous proposerons plusieurs analyses de robustesse pour approfondir notre compréhension de la non-significativité de ces résultats.

## 4.2 Robustesse du résultat principal

Dans cette section, nous exposons les résultats des analyses de robustesse que nous avons menées pour approfondir la comparaison de nos résultats principaux. Premièrement, nous avons utilisé une variable instrumentale pour le TMI, puis nous avons utilisé le logarithme de la consommation plutôt que le logarithme

du revenu afin d'estimer différemment le niveau de vie des individus à l'âge adulte. Ensuite, pour tester l'hypothèse que le district de résidence d'un homme et non celui de sa naissance influence nos résultats, nous excluons la migration comme cause de notre résultat en montrant que le résultat est similaire lorsque les migrants sont exclus. Par ailleurs nous quantifions l'effet des conditions sanitaires auquel un individu est exposé sur son niveau d'éducation et sa taille à l'âge adulte respectivement, afin de comprendre l'impact de l'environnement sanitaire auquel il a été exposé durant son enfance sur le capital humain à l'âge adulte. Enfin, nous avons répliqué les structures d'échantillons des analyses de Lawson et Spears (2016) pour essayer de comprendre si nos résultats différents sont dus à la composition différente de notre échantillon.

#### 4.2.1 Utilisation de la variable instrumentale

Le tableau 4.3 montre les résultats de la régression employant la variable instrumentale, qui est une méthode logarithmique d'interpolation pour estimer le taux de mortalité infantile (TMI) pendant les années inter-censitaires. Il est possible que des facteurs non observés, tels que les politiques locales ou les variations économiques, affectent à la fois le TMI et les revenus à l'âge adulte. Cependant, notre utilisation d'un vaste ensemble de variables de contrôle (y compris l'alphabétisation des femmes, qui peut être corrélée au progrès socio-économique général au niveau du district) suggère que le contrôle de ces facteurs a peu d'effet sur notre coefficient, ce qui nous donne des raisons d'espérer qu'il n'y a pas de problème d'endogénéité sérieux dû à de tels facteurs non observés. Cependant, une source plus probable d'endogénéité vient du fait que notre principale variable explicative – le taux de mortalité infantile – est estimée comme la valeur prédite à partir d'une régression spécifique au district utilisant les taux observés dans les années de recensement. Par conséquent, notre variable TMI est mesurée avec erreur. Dans

un tel cas, une stratégie utile consiste à utiliser une mesure alternative de la variable explicative comme instrument, dont un exemple dans notre cas est la valeur prédite à partir d'une régression spécifique au district utilisant le *logarithme* du TMI dans les années de recensement. Cet instrument sera également mesuré avec erreur – mais, surtout, l'erreur sera différente et ne devrait pas être corrélée à l'erreur de notre principale mesure du TMI.

Nous utilisons les mêmes vecteurs de contrôle que dans l'analyse principale. La ligne au-dessus du nombre d'observations montre que la statistique F de la première étape est grande, prouvant que l'instrument est fort : par exemple, la statistique F dans la première colonne est de 594,3, largement supérieure à la valeur critique habituelle de 10. Ces résultats mettent en lumière une faible corrélation négative entre l'augmentation du taux de mortalité infantile et la baisse du revenu à l'âge adulte, ce qui renforce la conclusion principale de notre étude.

TABLEAU 4.3 Régression IV de log(salaire) sur TMI

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
TMI	-0.000287 (0.000547)	-0.000270 (0.000670)	-0.000172 (0.000660)	-0.000223 (0.000590)	-0.000513 (0.000583)
Effets/district	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet/année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Groupe social x urbain	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
État x urbain	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Tendance linéaire pour chaque État	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Catégorie d'emploi	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Éducation x alphabétisation	Non	Non	Non	Oui	Oui
Alphabétisation féminin	Non	Non	Non	Non	Oui
<i>F_stat</i>	594.3	449.4	450.1	450.7	481.5
<i>N</i>	18114	18112	18112	18089	16920

Erreurs standard entre parenthèses

+  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Les résultats obtenus restent statistiquement non significatifs même avec l'utilisation d'une variable instrumentale. Cette observation diffère des travaux de Lawson et Spears (2016), qui avaient identifié des effets plus marqués et statistiquement significatifs sur la même régression. Cette différence pourrait s'expliquer par la différence de la sélection de notre échantillon ou également les changements dans le marché du travail indien entre 2004-2005 (IHDS-I) et 2011-2012 (IHDS-II). Il y a également d'autres facteurs explicatifs potentiels, comme une auto-sélection différente des individus sur le marché du travail au cours de ces deux périodes, ou des variations dans la qualité des données salariales fournies par l'IHDS

#### 4.2.2 Utilisation de la consommation

Dans cette régression, nous avons remplacé le logarithme du salaire par le logarithme de la consommation dans le but de vérifier l'existence d'une relation de corrélation entre la mortalité en début de vie et la consommation des ménages par habitant. Nous supposons qu'une augmentation du revenu augmente la consommation des ménages, surtout que l'homme adulte que nous étudions est une source importante de revenus pour sa famille. Le tableau 4.4 démontre l'association entre le TMI en début de vie et le logarithme de la consommation annuelle des ménages par habitant. Dans la colonne 1, le coefficient de régression négatif de (-0.0000626), qui est largement plus faible que dans la régression du salaire sur le taux de mortalité infantile, reste non significatif et négatif, ce qui démontre qu'une augmentation de 10 points dans le taux de mortalité infantile réduit la consommation de 0,063%. Nous ajoutons trois groupes de variables de contrôle dans la régression dans la colonne 2 : les effets fixes croisés entre groupe social et urbain, ainsi que ceux entre les États et les milieux urbains, et une tendance linéaire spécifique à chaque État. Ensuite, les variables relatives aux catégories de travail ont été ajoutées dans la colonne 3. Les coefficients sont de (-0.000169) et (-

0.000583), qui restent négatifs et statistiquement non significatifs. Dans la colonne 4, avec l'ajout des coefficients de l'éducation et de l'alphabétisation, le coefficient devient (-0.000601), indiquant une signification statistique au niveau de 10% ( $p < 0,1$ ), suggérant qu'une augmentation de 10 points du taux de mortalité infantile réduit la consommation des hommes de 0,60%. Dans la colonne 5, le coefficient augmente à -0.000516 mais n'est pas statistiquement significatif, même au niveau de 10%.

TABLEAU 4.4 Régression de  $\log(\text{consommation})$  sur TMI

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
TMI	-0.0000626 (0.000374)	-0.000469 (0.000385)	-0.000583 (0.000377)	-0.000601 <sup>+</sup> (0.000356)	-0.000516 (0.000371)
Effets/district	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet/année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Groupe social x urbain	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
État x urbain	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Tendance linéaire pour chaque État	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Catégorie d'emploi	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Éducation x alphabétisation	Non	Non	Non	Oui	Oui
Alphabétisation féminin	Non	Non	Non	Non	Oui
<i>N</i>	18114	18112	18112	18089	16920

Erreurs-types entre parenthèses

<sup>+</sup>  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Les résultats de ce test montrent une certaine robustesse de nos résultats principaux concernant le logarithme du salaire. Toutefois, en comparaison avec les données de l'article de Lawson et Spears (2016), nos résultats semblent très faibles et non significatifs.

#### 4.2.3 Extraire l'effet de la migration

Dans cette section, nous répétons la même régression principale, mais cette fois exclusivement pour les hommes qui n'ont pas migré, excluant ainsi toutes les personnes ayant déclaré un déménagement dans le passé, y compris celles au sein de leur propre district. Cette approche vise à éliminer tout biais potentiel dans nos estimations, en particulier parce que nous examinons le district de résidence actuel des hommes, et non leur district de naissance. Les résultats sont présentés dans le tableau 4.5. La colonne 1 affiche un coefficient de régression de (-0.000199), qui est statistiquement non significatif, même à un seuil de 10%. Cela indique qu'une augmentation de 10 points du TMI est liée à une baisse de 0,20% des salaires chez les hommes non migrants. L'ajout progressif de vecteurs de contrôle modifie légèrement le coefficient, mais la relation négative persiste et demeure statistiquement non significative.

En comparant ces résultats avec ceux de la régression principale, nous constatons que les estimations restent inchangées. Par conséquent, il semble que la migration des hommes n'affecte pas nos résultats. Ce résultat est en accord avec ce que Lawson et Spears (2016) ont obtenu pour la même régression, à savoir que la migration des hommes n'abaisse pas l'effet étudié. Cependant, notre résultat reste en désaccord avec une partie de leurs résultats, car nos résultats sont non significatifs et montrent une faible corrélation entre l'augmentation du taux de mortalité et son effet sur les revenus à l'âge adulte.

TABLEAU 4.5 Régression de log(salaire) sur TMI (non-migrants)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
TMI	-0.000499 (0.000504)	-0.000623 (0.000603)	-0.000545 (0.000589)	-0.000516 (0.000554)	-0.000855 (0.000543)
Effets/district	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet/année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Groupe social x urbain	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
État x urbain	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Tendance linéaire pour chaque État	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Catégorie d'emploi	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Éducation x alphabétisation	Non	Non	Non	Oui	Oui
Alphabétisation féminin	Non	Non	Non	Non	Oui
<i>N</i>	16549	16547	16547	16525	15457

Erreurs-types entre parenthèses

+  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

#### 4.2.4 L'impact des conditions sanitaires infantiles sur le niveau d'éducation

Cette régression teste, d'une part, l'hypothèse développée par Bleakley en 2010, portant sur l'impact potentiel de l'amélioration de la santé durant la petite enfance sur le capital humain à l'âge adulte, en particulier en termes d'éducation et de revenus futurs. D'autre part, nous voulons comprendre pourquoi les résultats observés dans les tableaux précédents étaient relativement faibles et non significatifs, soulevant la question de l'existence d'un effet réel sur le capital humain tel que mesuré par l'alphabétisation et les années d'éducation. Le tableau 4.6 documente cette régression de l'éducation d'abord sur le taux de mortalité infantile (TMI) et ensuite sur le taux de défécation à l'air libre (assainissement). Les coefficients pour le TMI dans les colonnes (1) et (2) révèlent une relation positive mais faible avec l'éducation. Dans la colonne (1), où l'alphabétisation est utilisée comme variable dépendante, le coefficient de (0,000760) est significatif au seuil de 10 %, et suggère qu'une augmentation de 10 points du taux de mortalité infantile augmente l'alphabétisation des hommes de 0,76 % ; tandis que dans la colonne (2), utilisant les années d'études comme variable dépendante, le coefficient de 0,00548 est faible et statistiquement non significatif. Pour la régression sur l'utilisation de toilettes présentée dans les colonnes (3) et (4), où les variables dépendantes sont respectivement l'alphabétisation pour la colonne (3) et les années d'études pour la colonne (4), les coefficients sont positifs et statistiquement significatifs au seuil de 0,1 %. Une diminution de 10 points du taux de défécation à l'air libre augmente les années d'étude des hommes de 0,3 années et l'alphabétisation de 1,57 %.

Ces résultats indiquent que l'assainissement est un prédicteur plus robuste de l'éducation que le TMI. Ils suggèrent également que, contrairement aux attentes basées sur l'hypothèse de Bleakley, des mécanismes spécifiques par lesquels la santé pendant la petite enfance, mesurée ici à travers l'assainissement, peut significativement influencer l'éducation existent. L'analyse révèle que l'effet sur l'éducation, bien que parfois considéré comme limité, est en réalité important, offrant ainsi une meilleure compréhension des mécanismes globaux qui relie l'environnement de santé en début de vie aux résultats éducatifs à l'âge adulte.

TABLEAU 4.6 Régression de l'éducation sur le taux de mortalité infantile et sur l'utilisation des toilettes

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Alphabétisation	Années d'études	Alphabétisation	Années d'études
TMI	0.000760* (0.000322)	0.00548 (0.00395)		
Assainissement			0.00157*** (0.000254)	0.0302*** (0.00364)
Effets/district	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet/année	Oui	Oui	Oui	Oui
<i>N</i>	18097	18091	12813	12807

Erreurs-types entre parenthèses

+  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

#### 4.2.5 L'impact des conditions sanitaires infantiles sur la taille des adultes

Le tableau 4.7 présente la régression de la taille des adultes sur le taux de mortalité infantile (TMI). Ensuite, nous effectuons une régression similaire en remplaçant le TMI par le taux d'assainissement (utilisation des toilettes), sur le plus petit échantillon pour lequel nous observons la taille de l'individu. Cette analyse a été effectuée pour quantifier l'effet de l'exposition à de mauvaises conditions sanitaires au début de la vie sur le développement physique et tente également de comprendre les raisons pour lesquelles les résultats observés dans les tableaux antérieurs étaient relativement faibles et statistiquement non significatifs. En d'autres termes, nous voulons comprendre si la taille, qui est souvent utilisée comme indicateur du développement cognitif, est réellement affectée par les mauvaises conditions sanitaires durant l'enfance. Dans la colonne (1), où nous avons contrôlé pour les effets fixes de district et l'année de naissance, le coefficient de régression est de (0.0000404). Cette valeur, très proche de zéro, suggère un résultat statistiquement non significatif. En termes pratiques, cela impliquerait qu'une augmentation de 10 points dans le TMI serait associée à une augmentation très faible d'environ 0,0004 centimètres de la taille à l'âge adulte. Dans la colonne (2), où nous avons ajouté trois variables de contrôle dans la régression : les effets fixes croisés entre groupe social et urbain, ainsi que ceux entre État et urbain, et une tendance temporelle linéaire spécifique à l'État, le coefficient est négatif (-0.00819) et également non significatif, ce qui suggère qu'une augmentation de 10 points dans le TMI serait associée à une diminution de 0,08 centimètres de la taille. Pour la colonne (3), où la même configuration de variables de contrôle utilisée dans la colonne (1) est appliquée à la régression sur le taux d'assainissement, le coefficient est de (0.0228), statistiquement significatif au niveau de 5 %. Cela suggère qu'une amélioration du taux d'assainissement de 10 points est associée à une augmentation de 0,228 centimètres de la taille à l'âge adulte. Enfin, dans la colonne (4), où les mêmes

variables de contrôle que celles de la colonne (2) sont employées, le coefficient pour l'assainissement est négatif (-0.0293) mais non significatif, ce qui pourrait indiquer que l'augmentation de l'indice d'assainissement est associée à une diminution de la taille, bien que cette interprétation reste incertaine.

Les régressions présentées ici indiquent que, dans cet échantillon, le TMI, utilisé comme indicateur de mauvaises conditions de santé, n'a aucun effet mesurable sur la taille des adultes. Par contre, les résultats dans la colonne (3) relatifs à l'utilisation des toilettes révèlent un effet positif et statistiquement significatif, indiquant qu'une diminution de la défécation en plein air augmente la taille d'un individu à l'âge adulte. Cependant, cet effet devient contradictoire dans la colonne (4) avec l'ajout des trois variables de contrôle. La taille, fréquemment considérée dans la littérature comme un indicateur clé du développement physique et cognitif, ne semble pas être significativement influencée par le TMI ou la défécation en plein air dans notre échantillon. Cela pourrait expliquer les faibles corrélations observées dans les tableaux 4.1 et 4.2 entre les conditions de santé environnementales et les salaires à l'âge adulte. Ces observations soulèvent des questions sur la robustesse de ces résultats et introduisent une incertitude concernant l'impact réel de cette exposition sanitaire dans la petite enfance sur leur taille à l'âge adulte, qui semble être faible ou inexistant.

TABLEAU 4.7 Régressions de la taille des adultes sur le taux de mortalité infantile et sur l'utilisation des toilettes

	(1)	(2)	(3)	(4)
TMI	0.0000404 (0.0106)	-0.00819 (0.0114)		
Assainissement			0.0228* (0.0102)	-0.0293 (0.0507)
Effets/district	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet/année	Oui	Oui	Oui	Oui
Groupe social x urbain	Non	Oui	Non	Oui
État x urbain	Non	Oui	Non	Oui
Tendance linéaire pour chaque État	Non	Oui	Non	Oui
<i>N</i>	7976	7975	4980	4978

Erreurs-types entre parenthèses

+  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

#### 4.2.6 Réplication des résultats de Lawson et Spears (2016)

Dans cette dernière partie des tests de robustesse, nous avons essayé de regrouper le même échantillon utilisé dans notre article de référence Lawson et Spears (2016) afin de comprendre si la non-significativité de nos résultats principaux est due au découpage de l'échantillon choisi dans ce mémoire. Les tableaux 4.8 et 4.9 présentent des régressions de  $\log(\text{salaire})$  sur le taux de mortalité infantile (TMI) et sur l'utilisation des toilettes pour les individus nés entre 1971-1989 et 1978-1996 respectivement.

L'échantillon de Lawson et Spears (2016) était composé de personnes nées entre 1971 et 1989, couvrant une période de 16 à 34 ans, défini en fonction du district et de l'année de naissance, en se concentrant sur l'environnement de mortalité précoce auquel les hommes en Inde étaient exposés localement. Notre échantillon principal est différent, car il inclut des personnes nées entre 1971 et 1996, ce qui couvre une tranche d'âge plus large (16 à 41 ans) dans l'enquête IHDS-II. Cependant, pour vérifier si cette différence pourrait affecter les résultats, nous avons créé deux sous-échantillons pour reproduire le type d'échantillon que Lawson et Spears (2016) ont utilisé. D'abord, nous utilisons les individus nés entre 1971 et 1989 dans l'IHDS-II, pour capturer la même période de naissance que Lawson et Spears, permettant une comparaison basée sur les cohortes de naissance. Deuxièmement, nous utilisons les personnes âgées de 16 à 34 ans dans l'IHDS-II, pour capturer la même tranche d'âge que Lawson et Spears, permettant une comparaison directe en fonction de l'âge. En utilisant ces sous-échantillons, nous essayons de déterminer si les résultats sont plus significatifs lorsque les caractéristiques de l'échantillon sont alignées avec celles de l'article de Lawson et Spears (2016).

Pour le tableau 4.8, le coefficient de régression négatif de -0,000326 pour les personnes nées entre 1971 et 1989 suggère qu'une hausse de 10 points du TMI est corrélée à une baisse de 0,33 % du revenu. Cependant, en comparant ces résultats avec les résultats de Lawson et Spears (2016), qui ont suggéré un lien significatif où une hausse de 10 points du TMI est corrélée à une baisse de 2 % du revenu, on remarque un grand écart de significativité pour les mêmes individus dans la deuxième enquête de l'IHDS-II. Cela implique que les avantages salariaux potentiels résultant d'une diminution du TMI pendant l'IHDS-I ne sont pas maintenus jusqu'à l'IHDS-II. Dans le tableau 4.9, qui se concentre sur les personnes nées entre 1978 et 1996, les jeunes participants à l'IHDS-II ne présentent pas de sensibilité significative au TMI, bien qu'ils se situent dans la même tranche d'âge que ceux examinés dans l'IHDS-I. Cela pourrait refléter un changement dans la dynamique du marché du travail entre 2004-2005 et 2011-2012, ou d'autres explications possibles telles qu'une auto-sélection différente des personnes sur le marché du travail dans ces deux années, voire par des variations dans la qualité des données salariales de l'IHDS.

Dans la deuxième régression sur le taux d'utilisation des toilettes, nous avons enregistré des résultats significatifs à un niveau de  $p < 0,01$ , dans la troisième colonne de chacun des tableaux 4.8 et 4.9, suggérant qu'une réduction de 10 points de pourcentage du taux de défécation à l'air libre est associée à une augmentation salariale à l'âge adulte de 3,63 % pour les individus nés entre 1971-1989, et de 2,44 % pour les individus nés entre 1978-1996, ce qui semble très proche du résultat obtenu dans l'article de Lawson et Spears (2016), avec une différence de 1 % en plus sur nos résultats. Pour la quatrième colonne de chacun des tableaux, là où on a ajouté plus de variables de contrôle, cela présente toujours des coefficients très faibles : négatif pour le tableau 4.8 à un niveau de -0,00153 et 0,000542 pour le tableau 4.9, ce qui suggère qu'une augmentation de 10 points de pourcentage

pour les personnes qui utilisent des latrines plutôt que la défécation à l'air libre est associée à une augmentation de 0,5 % de leur salaire à l'âge adulte, ce qui reste un résultat faible en comparaison avec les résultats obtenus dans l'article Lawson et Spears (2016). Il faut noter que ces résultats des colonnes 3 et 4 du tableau 4.9 sont cependant identiques à ce que nous avons obtenu dans le tableau 4.2, car il s'agit du même échantillon étudié.

Enfin, les résultats présentent une ressemblance frappante avec nos résultats principaux. Bien que les causes exactes des écarts détectés restent indéterminées, les tableaux 4.8 et 4.9 permettent d'exclure certaines hypothèses comme celles basées sur la taille et la composition de l'échantillon. Ces résultats laissent penser que d'autres facteurs pourraient être en jeu, comme les transformations survenues sur le marché du travail entre 2004-2005 (IHDS-I) et 2011-2012 (IHDS-II), telles qu'illustrées dans diverses études.

Durant cette période, l'Inde a connu une diminution continue de l'emploi dans le secteur agricole, où la majorité de la population active était encore concentrée en 2004-2005. Cette proportion a progressivement décliné, tandis que la productivité dans le secteur des services augmentait (Usami et Rawal, 2022). La participation des femmes au marché du travail, déjà faible par rapport aux normes internationales, est passée de 34-37 % en 2005 à environ 27 % en 2011 (Borooah, 2019). Cette période a également été marquée par une forte prévalence de l'emploi informel, dominé par des entreprises de moins de dix travailleurs. Bien que le nombre d'emplois réguliers ait augmenté, cette croissance s'est souvent manifestée sous forme de contrats à court terme, réduisant ainsi la sécurité de l'emploi. Ce dualisme a renforcé la dichotomie entre les travailleurs bien rémunérés occupant des emplois réguliers et ceux moins bien payés dans des emplois informels ou contractuels (Sarkar et Mehta, 2020). Ces changements pourraient expliquer pourquoi les résultats que nous observons dans l'IHDS-II diffèrent de ceux de l'IHDS-I,

car les dynamiques du marché du travail, les conditions d'emploi, et les niveaux de productivité ont évolué de manière significative entre ces deux périodes.

TABLEAU 4.8 Régressions de  $\log(\text{salaire})$  sur le taux de mortalité infantile et sur l'utilisation des toilettes pour les individus nés entre 1971-1989

	(1)	(2)	(3)	(4)
TMI	-0.000326 (0.000595)	-0.000536 (0.000670)		
Assainissement			0.00363*** (0.000520)	-0.00153 (0.00245)
Effets/district	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet/année	Oui	Oui	Oui	Oui
Groupe social x urbain	Non	Oui	Non	Oui
État x urbain	Non	Oui	Non	Oui
Tendance linéaire pour chaque État	Non	Oui	Non	Oui
<i>N</i>	14129	14128	8286	8284

Erreurs-types entre parenthèses

+  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

TABLEAU 4.9 Régressions de  $\log(\text{salaire})$  sur le taux de mortalité infantile et sur l'utilisation des toilettes pour les individus nés entre 1978-1996

	(1)	(2)	(3)	(4)
TMI	-0.000574 (0.000711)	-0.000364 (0.000771)		
Assainissement			0.00244*** (0.000459)	0.000542 (0.00220)
Effets/district	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet/année	Oui	Oui	Oui	Oui
Groupe social x urbain	Non	Oui	Non	Oui
État x urbain	Non	Oui	Non	Oui
Tendance linéaire pour chaque État	Non	Oui	Non	Oui
<i>N</i>	13038	13036	12824	12821

Erreurs-types entre parenthèses

+  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

## CHAPITRE V

### CONCLUSION

Ce mémoire vise à examiner l'impact des problèmes de santé précoce sur les résultats économiques et les niveaux de revenus à l'âge adulte en Inde, grâce à l'utilisation des données de la deuxième enquête sur le développement humain en Inde (IHDS-II) et des statistiques nationales sur la mortalité infantile et l'assainissement à partir de 1981.

Dans la présente étude, une méthodologie d'identification précédemment utilisée par Lawson et Spears (2016) a été mise en œuvre, en appliquant une technique de régression à double effet fixe, en particulier par district et par année de naissance d'un individu. Nous utilisons l'environnement de santé au début de la vie, tel que le taux de mortalité infantile et l'hygiène, comme mesure de l'état de santé infantile, puisque nous ne pouvons pas observer cela directement, afin d'examiner méticuleusement l'impact de l'environnement de santé dans la petite enfance sur les salaires à l'âge adulte. Nous avons contrôlé divers facteurs tels que les taux d'alphabétisation des femmes, les professions ainsi que les castes, afin d'atténuer les variations de l'état de santé et des conditions du marché du travail entre les districts.

Les résultats principaux de nos régressions indiquent de petits effets de l'environnement sanitaire au début de la vie sur les salaires à l'âge adulte, qui ne sont généralement pas statistiquement significatifs, même s'ils vont dans le sens attendu. En d'autres termes, une exposition à un meilleur environnement de santé en début de vie est associée à une augmentation des niveaux de salaires à l'âge ultérieur. Ces résultats restent bien inférieurs à ceux de Lawson et Spears (2016). Afin de comprendre ces résultats, nous avons répliqué les mêmes régressions sur la tranche d'âge utilisée dans l'article de Lawson et Spears (2016), c'est-à-dire les personnes nées entre 1971 et 1989, âgées de 23 à 41 ans dans l'enquête IHDS-II. Les résultats indiquent un effet très faible et non significatif comparativement à ceux obtenus dans l'article de référence.

Pour une analyse plus robuste, nous avons effectué une série de tests, tels que l'utilisation de la variable instrumentale du TMI et le logarithme de la consommation des individus comme mesure de leur niveau de vie à l'âge adulte, qui ont été très semblables à nos résultats principaux en indiquant une faible corrélation négative et non significative. Néanmoins, ces résultats ne sont pas des conséquences fallacieuses de la migration sélective, ni motivés par des changements dans l'éducation, ni encore par leur taille et capacité physique.

Nos résultats suggèrent que l'association entre l'environnement de santé en début de vie et les salaires des adultes en Inde a changé depuis Lawson et Spears (2016), motivant ainsi la nécessité de poursuivre les recherches afin de disséquer et de comprendre les divers mécanismes par lesquels l'environnement de santé des enfants affecte les résultats économiques futurs. Par conséquent, pour être réellement efficaces, les politiques publiques visant à améliorer la santé des enfants doivent tenir compte de ces subtilités. Les interventions devraient ainsi aller au-delà de l'amélioration des conditions sanitaires et inclure un éventail plus large de facteurs socio-économiques affectant la mobilité économique intergénérationnelle.

## BIBLIOGRAPHIE

- Alderman, H. et Behrman, J. R. (2006). Reducing the incidence of low birth weight in low-income countries has substantial economic benefits. *The World Bank Research Observer*, 21(1), 25–48.
- Augsburg, B. et Rodríguez-Lesmes, P. A. (2018). Sanitation and child health in India. *World Development*, 107, 22–39.
- Barde, J. A. et Walkiewicz, J. (2014). *Access to piped water and human capital formation : Evidence from Brazilian primary schools*. Discussion Paper Series, Nr. 28, University of Freiburg, Department of International Economic Policy.
- Belli, P. C., Bustreo, F. et Preker, A. (2005). Investing in children’s health : what are the economic benefits ? *Bulletin of the World Health Organization*, 83, 777–784.
- Bleakley, H. (2010). Health, human capital, and development. *Annual Review of Economics*, 2(1), 283–310.
- Borooah, V. K. (2019). *Disparity and Discrimination in Labour Market Outcomes in India : A Quantitative Analysis of Inequalities*. Palgrave Macmillan.
- Bozzoli, C., Deaton, A. et Quintana-Domeque, C. (2009). Adult height and childhood disease. *Demography*, 46(4), 647–669.
- Case, A., Fertig, A. et Paxson, C. (2005). The lasting impact of childhood health and circumstance. *Journal of Health Economics*, 24(2), 365–389.

- Case, A. et Paxson, C. (2002). Parental behavior and child health. *Health Affairs*, 21(2), 164–178.
- Case, A. et Paxson, C. (2008). Height, health, and cognitive function at older ages. *American Economic Review*, 98(2), 463–467.
- Coffey, D., Deaton, A., Drèze, J., Spears, D. et Tarozzi, A. (2013). Stunting among children : Facts and implications. *Economic and Political Weekly*, 48(34), 68–70.
- Coffey, D., Deshpande, A., Hammer, J. et Spears, D. (2019). Local social inequality, economic inequality, and disparities in child height in India. *Demography*, 56(4), 1427–1452.
- Currie, J. (2009). Healthy, wealthy, and wise : Socioeconomic status, poor health in childhood, and human capital development. *Journal of Economic Literature*, 47(1), 87–122.
- Currie, J. et Almond, D. (2011). Chapter 15 - Human capital development before age five. In *Handbook of Labor Economics*, volume 4, 1315–1486. Elsevier
- Currie, J. et Moretti, E. (2003). Mother’s education and the intergenerational transmission of human capital : Evidence from college openings. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1495–1532.
- Currie, J. et Vogl, T. (2013). Early-life health and adult circumstance in developing countries. *Annual Review of Economics*, 5(1), 1–36.
- Cutler, D. M. et Lleras-Muney, A. (2006). *Education and health : evaluating theories and evidence*. Working Paper no. 12352, NBER, Cambridge, MA.
- David, P.-M. (2011). La santé : un enjeu de plus en plus central dans les politiques publiques de développement international? *Socio-logos. Revue de l’association française de sociologie*, 6.

- Desai, S., Vanneman, R. et National Council of Applied Economic Research (2012). *India Human Development Survey-II (IHDS-II), 2011-12*. <https://doi.org/10.3886/icpsr36151.v6>, Inter-university Consortium for Political and Social Research [distributor], 2018-08-08.
- Desai, S., Vanneman, R. et National Council of Applied Economic Research, New Delhi (2005). *India Human Development Survey (IHDS), 2005*. <https://doi.org/10.3886/icpsr22626.v12>, Inter-university Consortium for Political and Social Research [distributor], 2018-08-08.
- Diagne, A. (2007). Investir sur le capital humain : éducation et santé. *African Development Review*, 19(1), 163–199.
- Duflo, E., Greenstone, M., Guiteras, R. et Clasen, T. (2015). *Toilets can work : Short and medium run health impacts of addressing complementarities and externalities in water and sanitation*. Working Paper no. 21521, NBER, Cambridge, MA.
- Ettner, S. L. (1996). New evidence on the relationship between income and health. *Journal of Health Economics*, 15(1), 67–85.
- Geruso, M. et Spears, D. (2018). Neighborhood sanitation and infant mortality. *American Economic Journal : Applied Economics*, 10(2), 125–162.
- Grantham-McGregor, S., Cheung, Y. B., Cueto, S., Glewwe, P., Richter, L. et Strupp, B. (2007). Developmental potential in the first 5 years for children in developing countries. *The Lancet*, 369(9555), 60–70.
- Hammer, J. et Spears, D. (2016). Village sanitation and child health : Effects and external validity in a randomized field experiment in rural India. *Journal of Health Economics*, 48, 135–148.

- Hasan, M. M., Al Asif, C. A., Barua, A., Banerjee, A., Kalam, M. A., Kader, A., Wahed, T., Noman, M. W. et Talukder, A. (2023). Association of access to water, sanitation and handwashing facilities with undernutrition of children below 5 years of age in Bangladesh : evidence from two population-based, nationally representative surveys. *BMJ open*, 13(6), e065330.
- Hébert, M. (2017). *Le développement sexuel et psychosocial de l'enfant et de l'adolescent*. De Boeck Supérieur.
- Henry, K. L., Fulco, C. J. et Merrick, M. T. (2018). The harmful effect of child maltreatment on economic outcomes in adulthood. *American journal of public health*, 108(9), 1134–1141.
- Huda, N., Islam, M., Hasan, M. et Hossain, M. (2022). Sanitation pattern and its impact on child in relation to their diarrheal disease of two Upazilla under Satkhira District. *Journal of Environmental Science and Natural Resources*, 13(1/2), 100–109.
- Joseph, G., Hoo, Y. R., Moqueet, N. S. et Chellaraj, G. (2023). Early-life exposure to unimproved sanitation and delayed school enrollment : Evidence from Bangladesh. *World Development Perspectives*, 32, 100543.
- Lawson, N. et Spears, D. (2016). What doesn't kill you makes you poorer : Adult wages and early-life mortality in India. *Economics & Human Biology*, 21, 1–16.
- Lazaroff, S. C. (2018). *India Human Development Survey-II (IHDS-II), 2011-12 (ICPSR 36151) Data Guide*. <https://www.icpsr.umich.edu/web/pages/dsdr/ihds-ii-data-guide.html>, Data Sharing for Demographic Research, Inter-university Consortium for Political and Social Research.

- Mamodraza, S. (2013). *Les déterminants de la santé des enfants canadiens : une analyse longitudinale*. (Mémoire de maîtrise). Université du Québec à Montréal.
- McGovern, M. E., Krishna, A., Aguayo, V. M. et Subramanian, S. (2017). A review of the evidence linking child stunting to economic outcomes. *International journal of epidemiology*, 46(4), 1171–1191.
- Meer, J., Miller, D. L. et Rosen, H. S. (2003). Exploring the health–wealth nexus. *Journal of Health Economics*, 22(5), 713–730.
- Meessen, B. et Van Damme, W. (2005). Systèmes de santé des pays à faible revenu : vers une révision des configurations institutionnelles? *Monde en développement*, 33(3), 59–73.
- Motkuri, V. et Naik, S. V. (2016). Growth and structure of workforce in India : An analysis of census data. *The Indian Economic Journal*, 64(1-4), 57–74.
- Narendranath, S., Khare, S., Gupta, D. et Jyotishi, A. (2018). Characteristics of ‘escaping’ and ‘falling into’ poverty in India : An analysis of IHDS panel data using machine learning approach. Dans *2018 International Conference on Advances in Computing, Communications and Informatics (ICACCI)*, 1391–1397. IEEE.
- Organisation mondiale de la Santé. (2009). *Rapport sur la santé en Europe 2009 : Santé et systèmes de santé*. Organisation mondiale de la Santé, Bureau régional pour l’Europe.
- Orgill-Meyer, J. et Pattanayak, S. K. (2020). Improved sanitation increases long-term cognitive test scores. *World Development*, 132, 104975.
- Paul, R., Rashmi, R. et Srivastava, S. (2021). Differential in infant, childhood and under-five death clustering among the empowered and non-empowered action group regions in India. *BMC Public Health*, 21, 1–15.

- Quansah, E., Ohene, L. A., Norman, L., Mireku, M. O. et Karikari, T. K. (2016). Social factors influencing child health in Ghana. *PloS one*, 11(1), e0145401.
- Rodriguez, E. C. (2021). *Transgender service in the military : A study of negative work experiences among transgender individuals and potential causal factors*. (Mémoire de maîtrise). California State University, Sacramento.
- Sarkar, S. et Mehta, B. S. (2020). Increasing dualism in Indian wage labour market. In S. C. Aggarwal, D. K. Das, et R. Banga (dir.), *Accelerators of India's Growth—Industry, Trade and Employment : Festschrift in Honor of Bishwanath Goldar* 279–300. Springer.
- Smith, J. P. (1999). Healthy bodies and thick wallets : The dual relation between health and economic status. *Journal of Economic perspectives*, 13(2), 145–166.
- Spears, D. et Lamba, S. (2016). Effects of early-life exposure to sanitation on childhood cognitive skills : Evidence from India's total sanitation campaign. *Journal of Human Resources*, 51(2), 298–327.
- Unicef. (2009). *Suivre les progrès dans le domaine de la nutrition de l'enfant et de la mère : une priorité en matière de survie et de développement*. Récupéré de [https://www.unscn.org/web/archives\\_resources/files/Tracking\\_Progress\\_on\\_Child\\_and\\_Mate\\_531.pdf](https://www.unscn.org/web/archives_resources/files/Tracking_Progress_on_Child_and_Mate_531.pdf)
- UNICEF (2016). La situation des enfants dans le monde 2016 : L'égalité des chances pour chaque enfant. Récupéré de <https://www.unicef.org/fr/rapports/la-situation-des-enfants-dans-le-monde-2016>
- UNICEF (2019). Lutter contre la défécation en plein air : Enjeux sanitaires et stratégies d'intervention. Récupéré de <https://www.unicef.org/fr/eau-assainissement-hygiene/assainissement>

- Usami, Y. et Rawal, V. (2022). Recent changes in employment structure in India. In T. Mizushima (dir.), *The Rural-Urban Nexus in India's Economic Transformation* 67–94. Routledge.
- Villa, K. M. (2017). Multidimensional human capital formation in a developing country : Health, cognition and locus of control in the Philippines. *Economics & Human Biology*, 27, Part A, 184–197.
- Vyas, S., Kov, P., Smets, S. et Spears, D. (2016). Disease externalities and net nutrition : evidence from changes in sanitation and child height in Cambodia, 2005–2010. *Economics & Human Biology*, 23, 235–245.