

**Faculté des sciences économiques,
sociales, politiques et de communication
École des sciences politiques et sociales (PSAD)**

Comment la pandémie de Covid-19 a-t-elle impacté la mortalité des enfants de moins de 5 ans dans les pays à faible et moyen revenu ?

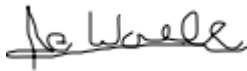
Auteur : Pierre De Waele
Promoteur(s) : Bruno Masquelier
Lecteur(s) : Thierry Eggerickx
Année académique 2023-2024
Master en sciences de la population et du développement, à finalité
spécialisée : démographie

Déclaration de déontologie :

« Je déclare sur l'honneur que ce mémoire a été écrit de ma plume, sans avoir sollicité d'aide extérieure illicite, qu'il n'est pas la reprise d'un travail présenté dans une autre institution pour évaluation, et qu'il n'a jamais été publié, en tout ou en partie. Toutes les informations (idées, phrases, graphes, cartes, tableaux, ...) empruntées ou faisant référence à des sources primaires ou secondaires sont référencées adéquatement selon la méthode universitaire en vigueur.

Je déclare avoir pris connaissance et adhérer au Code de déontologie pour les étudiant(e)s en matière d'emprunts, de citations et d'exploitation de sources diverses et savoir que le plagiat constitue une faute grave. »

Signature :

A handwritten signature in dark ink, appearing to read 'J. L. L. L.', written over a horizontal line.

Remerciements

Je tiens d'abord à remercier mon promoteur monsieur Bruno Masquelier pour son aide et ses conseils durant mon master et pour ce la réalisation de ce mémoire.

Merci également à toutes les personnes qui m'ont aidé et encouragé durant la rédaction de ce projet.

**Faculté des sciences économiques,
sociales, politiques et de communication
École des sciences politiques et sociales (PSAD)**

Comment la pandémie de Covid-19 a-t-elle impacté la mortalité des enfants de moins de 5 ans dans les pays à faible et moyen revenu ?

Auteur : Pierre De Waele
Promoteur(s) : Bruno Masquelier
Lecteur(s) : Thierry Eggerickx
Année académique 2023-2024
Master en sciences de la population et du développement, à finalité
spécialisée : démographie

Table des matières

Introduction	1
Chapitre 1 : Caractéristiques des pays étudiés et épidémiologie de la COVID-19	7
1. Caractéristiques des pays inclus dans l'étude	7
2. Évolution de l'épidémie au sein des pays étudiés.....	9
a. Mauritanie	11
b. Madagascar	12
c. Cambodge.....	13
d. Rwanda	13
e. Inde	14
f. Burkina Faso	15
g. Kenya	15
Chapitre 2 : Revue de la littérature.....	18
1. Effets directs de la pandémie.....	18
a. Incidence et létalité du virus selon le profil démographique	18
b. Variations selon les conditions météorologiques	20
c. Comorbidités associées à la Covid-19.....	21
d. Réduction de l'incidence et de la létalité via la vaccination.....	22
2. Effets indirects de l'épidémie.....	25
a. Effets des mesures de confinement	25
b. Réduction de l'accès aux soins de santé.....	26
c. Perturbations et interruptions des campagnes de vaccination.....	29
d. Menaces sur la sécurité alimentaire.....	30
e. Impacts économiques	31
3. Conclusion de la revue de la littérature.....	32
Chapitre 3 : Données et méthodologie	33
1. Sources de données	33
a. Bases de données utilisées	34
2. Estimation de la surmortalité.....	35
a. Estimation des taux de mortalité	35
b. Choix, description et attentes des variables indépendantes.....	36
3. Calcul d'autres indicateurs de santé	39
Chapitre 4 : Résultats.....	42
1. Estimation des taux de mortalité infanto-juvénile et infantile	42
a. Résultats selon le niveau d'instruction des mères.....	46
b. Résultats selon le sexe de l'enfant	51

c.	Résultats selon le milieu de résidence	54
d.	Résultats selon l'indice de richesse du ménage	57
2.	Autres indicateurs de santé.....	62
a.	Aide à l'accouchement par du personnel qualifié.....	62
b.	Consultations prénatales	63
Chapitre 5 : Discussion.....		65
Conclusion.....		68
Bibliographie.....		70
Annexes.....		88

Introduction

Le 31 décembre 2019, la Commission sanitaire municipale de Wuhan, en Chine, rapporte d'étranges cas de pneumonie, dont la cause est inconnue, sur 44 patients à Wuhan¹. Onze d'entre eux sont dans un état préoccupant tandis que les autres ne présentent pas de graves symptômes, souffrant essentiellement d'une fièvre légère. À ce moment, aucune preuve incontestable d'une transmission d'homme à homme n'est encore établie et aucune infection d'un membre du personnel de santé n'est relevée. Il s'avérera par la suite que les infections observées à Wuhan correspondent au début d'une pandémie qui touchera la planète entière, la pandémie de Covid-19. Les différentes publications de l'Organisation mondiale de la Santé (OMS) permettent de retracer la propagation du virus et l'évolution des mesures pour contrer celui-ci². Très vite, il est reconnu que cette vague d'infection est causée par une nouvelle forme de coronavirus et le 11 janvier 2020, un premier décès causé par la maladie est annoncé par les médias chinois. Le 19 janvier, l'OMS annonce qu'il est probable qu'il existe bel et bien un risque de transmission entre humains. Le 30 janvier, l'Organisation déclare que la vague d'infection au nouveau coronavirus constitue désormais une urgence de santé publique internationale. À ce stade de l'épidémie, 98 cas ont été notifiés mais aucun décès n'est recensé en dehors de la Chine.

Aujourd'hui, nous sommes presque quatre ans plus tard et la pandémie semble être derrière nous, du moins dans ses formes les plus virulentes. L'Organisation mondiale de la Santé a déclaré la fin de l'urgence le 5 mai 2023³. Le 16 décembre 2022, l'*Institute for Health Metrics and Evaluation* (IHME) met fin à sa collecte de données sur les infections et les décès dus à la Covid-19 (IHME, 2020) et le Centre de ressources sur le coronavirus de l'Université Johns Hopkins les imite le 3 octobre 2023⁴. Au 8 décembre 2022, le nombre de décès estimés comme étant imputables à la pandémie (décès non notifiés comme tels inclus) s'élève à 3 793 876 en Europe, 4 250 081 en Amérique, 5 030 210 en Asie du Sud-Est et 1 855 146 en Afrique (IHME, 2020). Pour ces deux dernières régions, seule une minorité de ces décès sont bel et bien

¹ <https://www.who.int/emergencies/disease-outbreak-news/item/2020-DON229>, consulté le 14-12-2023

² <https://www.who.int/fr/news/item/29-06-2020-covidtimeline>, consulté le 14-12-2023

³ <https://www.who.int/fr/director-general/speeches/detail/who-director-general-s-opening-remarks-at-the-media-briefing---5-may-2023>, consulté le 14-12-2023

⁴ <https://coronavirus.jhu.edu/map.html>, consulté le 14-12-2023

notifiés, le reste provenant d'estimations. Selon les estimations de l'OMS, la surmortalité, imputable à la Covid-19, observée entre janvier 2020 et décembre 2021 s'élève à 819 529 morts supplémentaires (95% CI : 502 922 – 1 148 577) en Afrique et 6 122 593 (95% CI : 4 665 230 – 7 825 885) en Asie du Sud-Est (OMS, 2023).

Une des raisons qui empêche de mieux connaître la véritable situation des pays à faible et moyen revenu est l'absence de système d'état civil fiable, principale source de données sur la mortalité dans les pays occidentaux. Par exemple, il a été démontré que les taux de mortalité de l'Inde (pays très touché par l'épidémie) ont été largement sous-estimé, en raison d'une importante sous-déclaration des décès (Jha et al., 2022).

En comparant les données d'une enquête indépendante, menée sur un échantillon de 140 000 adultes et représentatif à l'échelle de l'Inde, avec les chiffres provenant de deux sources du gouvernement indien, Prabhat Jha et ses collègues ont remarqué une différence notable. Les résultats de l'enquête indépendante indiquent qu'au 1^{er} septembre 2021, il y aurait eu 6 à 7 fois plus de décès causés par la Covid-19 que ce qui a été rapporté par le gouvernement indien. Ce qui ferait passer le taux de mortalité imputable à la Covid-19 en Inde, d'environ 345 morts par million d'habitants à entre 2300 et 2500 morts par million d'habitants, faisant de l'Inde le troisième pays le plus touché derrière le Brésil et la Colombie. Il est légitime de penser que le sous-enregistrement des décès par les gouvernements ou les instances internationales concernent d'autres pays. C'est d'ailleurs ce qui ressort d'une étude conduite par l'OMS (Msemburi et al., 2022) qui souligne que durant les années 2020 et 2021, la surmortalité mondiale est 2.74 fois plus élevée que la mortalité déclarée de la Covid-19 c'est-à-dire sur base des décès notifiés comme due à l'infection au coronavirus. Dans les contextes où la qualité des données officielles n'est pas garantie, il est donc nécessaire d'utiliser des enquêtes indépendantes pour mieux comprendre les effets de la pandémie sur la mortalité.

Cependant, dans d'autres pays, et depuis l'émergence du virus, de très nombreuses recherches sur l'impact de la Covid-19 sur la mortalité ont été réalisées. La plupart des pays à haut revenu, disposant de bonnes statistiques, ont été étudiés, notamment la Belgique (Bourguignon et al., 2020), les Etats-Unis (Alcendor, 2020) ou encore la France et l'Italie (Fianelli & Piazza, 2020). Alors que les habitants des pays à haut revenu voyaient leur espérance de vie grimper chaque année entre 2015 et 2019, elle a ensuite régressé entre 2019 et 2020. L'espérance de vie en 2020 était même inférieure à celle en 2015 chez certaines

populations et seuls quelques pays nordiques (Danemark, Norvège et Finlande mais seulement pour les femmes) ont échappé à cette diminution de la durée de vie moyenne (Aburto et al., 2021). Mais qu'en est-il des pays à faible et moyen revenu (également désignés « LMICs » pour « Low- and Middle-Income Countries ») ? Il semblerait que l'Afrique notamment, soit « pour l'instant absente de la carte du Covid-19 » (Doignon & Guilmoto, 2021). La présence de statistiques de qualité dans les pays à moyen revenu a rendu possible l'analyse de la mortalité imputable à l'épidémie dans ceux-ci. C'est notamment le cas au Pérou (Sampé et al., 2021), au Brésil (Nucci et al., 2023) ou encore en Chine (Shang et al., 2022). Des exemples existent aussi pour les pays à faible revenu mais ceux-ci sont plus rares. Nous pouvons par exemple citer les études s'intéressant à Madagascar (Rabarisson et al., 2023) ou en Zambie (Mwananyanda et al., 2021).

Dans le cadre de ce mémoire, nous étudierons le cas des LMICs, et plus particulièrement le cas des enfants de moins de 5 ans. Les conséquences de l'épidémie sur la mortalité dans ces pays sont encore floues et il existe beaucoup d'axes à explorer pour mieux les comprendre. Ici, nous nous concentrerons sur les taux de mortalité des enfants de moins de cinq ans et de moins d'un an, aussi appelés mortalité « infanto-juvénile » (ou désignée par le sigle « U5MR ») et mortalité « infantile » (ou « IMR »). Une proportion importante de décès survient en effet à ces âges dans les pays à faible et moyen revenu. Nous allons également examiner l'accès à trois services de santé différents qui auraient pu être perturbés en période de pandémie. Il s'agit du type de personne qui a pratiqué les soins prénataux sur la mère, du type de personne qui a aidé à l'accouchement, et du nombre de consultations prénatales auxquelles la mère a assisté durant sa dernière grossesse. Cette analyse s'intègre pleinement dans ce mémoire car un accès plus restreint à ces services pourrait avoir des conséquences négatives sur la mortalité des moins de 5 ans.

Par souci de faisabilité et de disponibilité des données, seuls 7 pays seront pris en compte dans nos analyses. Il s'agit du Cambodge, de l'Inde, du Kenya, du Burkina Faso, de Madagascar, de la Mauritanie et du Rwanda. Ces pays ont été retenus car ce sont les premiers pour lesquels

des enquêtes avec des histoires génésiques collectées après l'arrivée de la Covid-19 étaient disponibles.⁵

Pour réaliser nos estimations, nous nous basons sur les données provenant des Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) (Demographic and Health Surveys Program [DHS Program], 2023).

La mortalité des enfants est intéressante à étudier car des progrès en matière de santé des enfants sont évidemment souhaités et font l'objet de cibles chiffrées par les institutions internationales. C'est notamment pourquoi en 2000, l'ONU adopte les 8 objectifs du millénaire pour le développement, dont l'un d'entre eux vise justement à faire diminuer la mortalité des plus jeunes. Concrètement, le but est de réduire de deux tiers la mortalité infanto-juvénile entre 1990 et 2015⁶. Malheureusement, la cible n'est pas atteinte et de nouveaux objectifs sont fixés à l'horizon 2030. Appelés « objectifs du développement durable », ils sont au nombre de 17 et le 3^{ème} d'entre eux (« Bonne santé et bien-être ») vise entre autres à faire passer la mortalité infanto-juvénile en dessous de 25‰ dans tous les pays⁷

En 2019, 122 pays ont atteint le cap fixé par l'ONU, 20 autres pays devraient les rejoindre d'ici 2030 (Sharrow et al., 2022). 53 pays ont donc encore de nombreux progrès à faire pour atteindre l'objectif, et les trois quarts de ceux-ci sont des pays d'Afrique Sub-saharienne. De fortes inégalités en matière de santé des enfants de moins de 5 ans existent donc encore à travers le monde. Celles-ci sont illustrées sur la figure 1 ci-dessous. Globalement les pays riches de l'hémisphère nord ont des taux de mortalité infanto-juvénile et infantile très faibles, en comparaison avec de nombreux pays plus pauvres de l'hémisphère sud. En effet, les taux de mortalité infanto-juvénile valaient en 2021 67‰ dans les pays à faible revenu contre 5‰ dans les pays à haut revenu (UN IGME, 2023).

C'est pourquoi il est important d'étudier les tendances de mortalité des enfants dans ces pays, car de nombreux progrès sont encore à réaliser pour atteindre les niveaux que connaissent les pays à revenus élevés. Par ailleurs, la mortalité infanto-juvénile est un indicateur pertinent

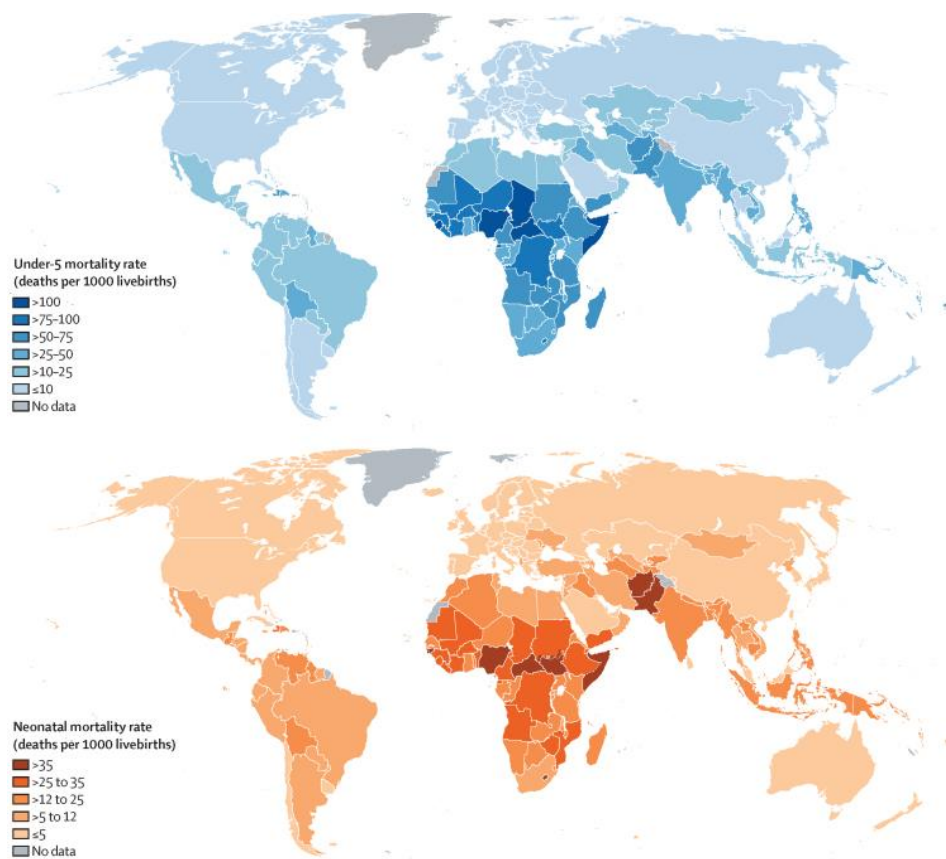
⁵ La Gambie et le Liberia ont été exclus de notre analyse car les enquêtes effectuées dans ces pays ne comptaient respectivement que 215 et 19 enfants nés en 2020. Le nombre naissances après mars 2020 descendaient à 19 en Gambie et même 0 au Liberia.

⁶ <https://www.un.org/millenniumgoals/bkgd.shtml>, consulté le 04-12-2023

⁷ https://sdgs.un.org/goals/goal3#targets_and_indicators, consulté le 04-12-2023

pour mesurer la performance du système de santé publique d'un pays (Pedersen & Liu, 2012). En période d'épidémie, ces systèmes ont pu être mis à rude épreuve et la situation dans les LMICs a pu s'aggraver. Dans les mois qui ont suivi l'apparition du virus, des premières prédictions alarmantes ont d'ailleurs été formulées par certains chercheurs (Roberton et al., 2020). Il était globalement attendu que la pandémie de Covid-19 ait des effets dramatiques sur la mortalité des plus jeunes. Nous reviendrons plus loin sur ces motifs d'inquiétude mais aussi sur ceux porteurs d'espoir.

Figure 1 : Taux de mortalité infanto-juvénile (en haut) et infantile (en bas) dans le monde (2019)



Source : Sharrow et al., 2022

L'objectif de ce mémoire est donc de réaliser des estimations des taux de mortalité des enfants de moins de 5 ans et de moins d'1 an pour les 7 pays sélectionnés avec un découpage temporel fin pour isoler les effets de la pandémie. Ces estimations porteront sur les années 2019 et 2020, c'est-à-dire l'année précédant le début de l'épidémie et l'année ayant vu

l'arrivée de celle-ci. Les écarts que nous observerons potentiellement d'une année à l'autre au sein d'un même pays pourront nous donner des indications sur l'ampleur des effets de la Covid-19.

Nous procéderons également à une analyse de ces taux en ventilant les résultats selon quatre variables. Celles-ci étant le sexe de l'enfant, le niveau d'éducation de la mère, l'indice de richesse du ménage et le milieu de résidence du ménage. De cette manière, nous pourrons nous rendre compte si les conséquences potentielles de l'épidémie ont frappé de manière homogène ou non la population d'un pays.

La question de la recherche est la suivante : « **Comment la pandémie de Covid-19 a-t-elle impacté la mortalité des enfants de moins de 5 ans dans les pays à faible et moyen revenu ?** »

Ce mémoire s'organise en cinq chapitres. Après cette introduction, le premier chapitre concerne le profil socio-démographique des différents pays inclus dans l'étude, ainsi que l'évolution de l'épidémie dans chacun d'entre eux. Ensuite, viendra la revue de la littérature et les connaissances déjà établies sur la pandémie de Covid-19 dans les pays à faible et moyen revenu et ses conséquences sur la mortalité des moins de 5 ans. Le troisième chapitre présente les différentes bases de données utilisées ainsi que la méthodologie employée pour procéder aux différentes analyses. Le quatrième chapitre détaillera justement ces analyses et les résultats. Enfin, le dernier chapitre consiste en une discussion autour des résultats. Une conclusion viendra ensuite clore ce mémoire.

Chapitre 1 : Caractéristiques des pays étudiés et épidémiologie de la COVID-19 dans ces pays

1. Caractéristiques des pays inclus dans l'étude

Pour rappel, le Cambodge, l'Inde, le Kenya, le Burkina Faso, Madagascar, la Mauritanie et le Rwanda sont les pays traités dans ce mémoire. Il nous semble important de brosser un portrait pour chacun d'entre eux, pour mettre en évidence les différences socio-économiques qui les distinguent, car entre la Mauritanie et ses 4 736 139 habitants, pour une densité de population de 4 habitants/km² et l'Inde qui compte quant à elle 1 420 000 000 de personnes pour 470 habitants/km² (Banque Mondiale, 2022b), les contextes ne sont pas les mêmes. La proportion de la population vivant en milieu urbain varie elle aussi beaucoup, allant de 17.2% au Rwanda jusqu'à 53.7% en Mauritanie (UN DESA PD, 2018). Le Tableau 1 présente les principales caractéristiques de ces pays.

En matière de mortalité, l'espérance de vie à la naissance est plus faible que la moyenne mondiale (qui s'élevait à 72.6 ans en 2019) dans chacun des pays (UN DESA PD, 2019). Le Cambodge (69.8 ans), l'Inde (69.7 ans) et le Rwanda (69.0 ans) ne sont pas très loin sous cette moyenne mais on ne peut pas en dire autant du Burkina Faso, où la durée de vie moyenne n'est que de 61.6 ans en 2019. Comme il a déjà été démontré (Preston, 1975), l'espérance de vie est positivement corrélée au produit intérieur brut (PIB) par habitant. Il n'est donc pas surprenant d'observer que les valeurs pour cet indicateur sont également plutôt faibles. En 2023 à Madagascar, un habitant touchait en moyenne 1910\$ (PPA) par an (International Monetary Fund, 2023). C'est le pays le plus pauvre de l'échantillon. À l'opposée, un Indien touchait en moyenne 9180\$ PPA. Cela reste peu quand en Belgique par exemple, ce chiffre grimpe à 65 810\$ PPA. Revenus par habitant et espérance de vie sont deux des trois critères (avec la durée moyenne de scolarisation) qui constitue l'indice de développement humain (IDH). L'Inde (avec un score de 0.633), le Cambodge (0.593), le Kenya (0.575) et la Mauritanie (0.556) figurent dans le groupe « medium development group » (UNDP, 2022). Le Rwanda (0.534), Madagascar (0.501) et le Burkina Faso (0.449) font eux partie du groupe « low development group ». Ce dernier est particulièrement mal loti, étant classé 184^{ème} sur 191 sur base de l'IDH. Le Burkina Faso possède également un indice synthétique de fécondité égal à

5.03. C'est plus du double de l'Inde (2.18) qui se présente comme le pays le plus développé de notre sélection (UN DESA PD, 2019b).

Du point de vue de la santé des enfants de moins de 5 ans, des inégalités existent aussi. En 2018, le taux de mortalité infanto-juvénile du Cambodge valait 28‰ et grimpait jusqu'à 76‰ au Burkina Faso et en Mauritanie (UN IGME, 2019). Par ailleurs, c'est au Kenya que la malnutrition est la moins forte, avec 4.9% et 18.4% des enfants de moins de 5 ans qui souffrent respectivement d'émaciation et de retard de croissance (UNICEF, 2021). Étonnamment, c'est en Inde que l'on trouve les valeurs les plus élevées. La prévalence de l'émaciation y vaut 18.7% quand celle du retard de croissance est égale à 31.7%. À noter également les estimations très éloignées au Rwanda, où on estime que seul 1.1% d'enfants de moins de 5 ans souffrent d'émaciation mais dans le même temps, 29.8% de ces mêmes enfants connaissent un retard de croissance.

Tableau 1 : Caractéristiques socio-démographiques des pays étudiés

	Burkina Faso	Cambodge	Inde	Kenya	Madagascar	Mauritanie	Rwanda
Superficie (km2)[1]	274 200	181 035	3 287 263	580 367	587 041	1 030 700	26 338
Population (2022)[2]	22 673 762	16 767 842	1 420 000 000	54 027 487	29 611 714	4 736 139	13 776 698
Densité de population (2020)[3]	81	93	470	91	49	4	533
Espérance de vie à la naissance (2019)[4]	61.6	69.8	69.7	66.7	67.0	64.9	69.0
Indice synthétique de fécondité (2020)[5]	5.03	2.45	2.18	3.37	3.98	4.45	3.93
PIB/habitant (PPA, 2023)[6]	2680	6090	9180	6580	1910	7540	3140
IDH (2021)[7]	0.449	0.593	0.633	0.575	0.501	0.556	0.534
Taux de mortalité des moins de 5 ans (2018)[8]	76‰	28‰	37‰	41‰	54‰	76‰	35‰
Population urbaine (2018)[9]	29.4%	23.4%	34.0%	27.0%	37.2%	53.7%	17.2%
Prévalence de l'émaciation[10]	10.6% (2021)	9.6% (2021)	18.7% (2020)	4.9% (2022)	7.2% (2021)	13.6% (2022)	1.1% (2020)
Prévalence du retard de croissance (2022)[10]	21.8%	22.3%	31.7%	18.4%	38.6%	22.1%	29.8%

[1](CIA World Factbook, 2021)

[2](Banque Mondiale, 2022)

[3](Banque Mondiale, 2022b)

[4](United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, 2019)

[5](United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, 2019b)

[6](International Monetary Fund, 2023)

[7](United Nations Development Programme, 2022)

[8](Inter-agency Group for Child Mortality Estimation, 2019).

[9](United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, 2018)

[10](UNICEF, 2021)

2. Évolution de l'épidémie au sein des pays étudiés

Les statistiques officielles relatives à l'évolution du nombre de cas (figure 2) et de décès (figure 3) attribuables à la Covid-19 sont disponibles sur le site de l'organisation Our World in Data (Our World in Data, 2020). Celles-ci proviennent des données récoltées par l'OMS auprès des pays et territoires à travers le monde et sont agrégées par régions⁸. Elles permettent notamment d'identifier les différents pics de nouveaux cas et de nouveaux décès liés à la Covid-19 qui ont touché les pays. Cependant, ces chiffres sont loin d'être fiables dans les pays que nous étudions et semblent grandement sous-estimer le nombre réel d'infections et de décès dus à la pandémie. C'est pourquoi nous comparerons ces statistiques avec les estimations produites par l'Institute for Health Metrics and Evaluation (IHME, 2022) et par l'Organisation mondiale de la Santé (WHO, 2023) pour dresser un portrait plus fidèle à la réalité. Ces estimations ne se basent pas sur les chiffres officiellement rapportés mais consistent plutôt en une estimation de la surmortalité observée pour chaque pays durant les années 2020 et 2021.

Il n'existe pas de critère clairement établi pour définir ce que l'on appelle une « vague » dans le contexte épidémiologique. Le manque de clarté vis-à-vis de ce concept est d'ailleurs regrettable (Ayala et al., 2021) car il oblige chacun à considérer une vague selon ses propres termes. Dans le cadre de ce mémoire, j'ai décidé de me baser sur les chiffres concernant les nouveaux cas journaliers pour repérer les vagues. Celles-ci débutaient lorsque les nouvelles infections quotidiennes se mettaient à augmenter significativement sur une période d'au moins 20 jours. Elles se terminaient quand l'indicateur retrouvait des valeurs très proches de celles précédant l'amorce de la vague.

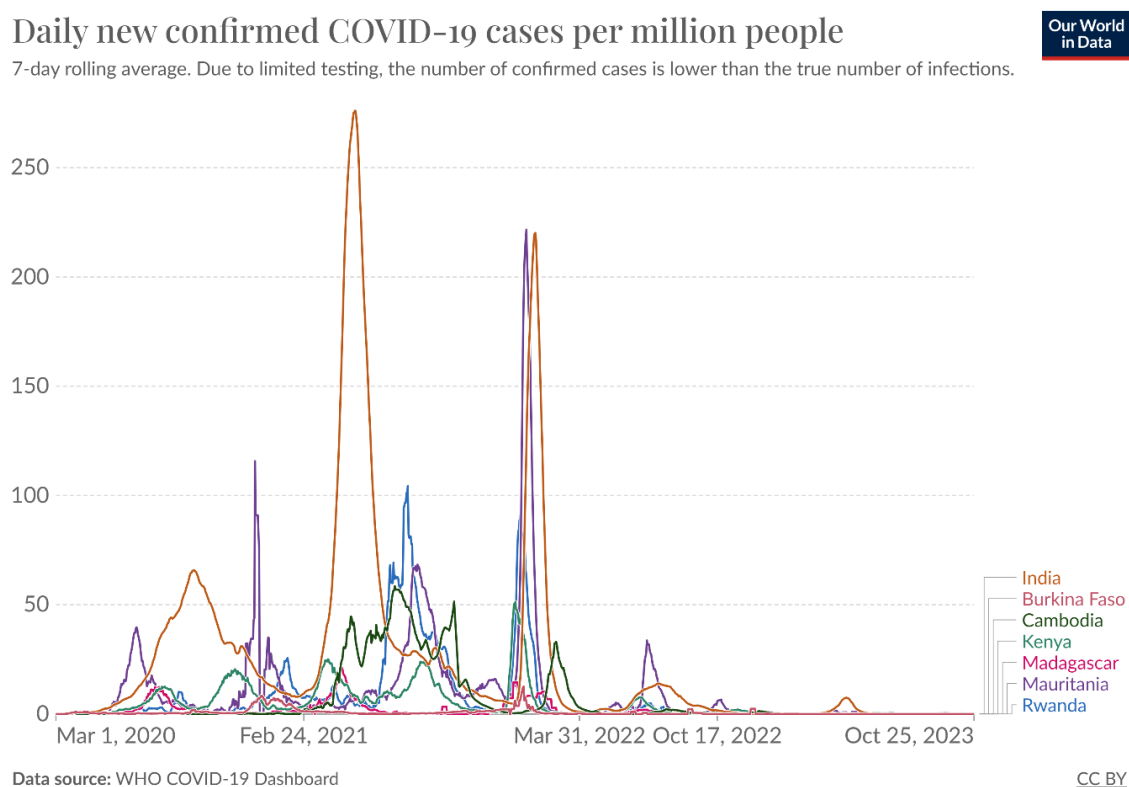
Si les différentes estimations de la surmortalité, produites par l'IHME et l'OMS, s'arrêtent au 31 décembre 2021, les chiffres officiels consultés s'arrêtent quant à eux au 22 novembre 2023. L'analyse de l'évolution de l'épidémie dans les différents pays couvre donc une période plus longue que les estimations de l'IHME et de l'OMS, et est plus longue que l'analyse des estimations de la mortalité infanto-juvénile et infantile effectuée dans ce projet de recherche.

⁸ <https://covid19.who.int/data>, consulté le 14-12-2023

Celle-ci s'arrête en effet à l'année 2020, par manque de données suffisantes pour produire une analyse pour les années suivantes.

Il semble toutefois utile d'exploiter les données sur les infections et les décès liés à la Covid-19 jusqu'à l'année 2023 car les effets de l'épidémie vont probablement durer dans le temps. D'ici quelques mois ou années, de nouveaux jeux de données seront sûrement disponibles et permettront d'analyser les tendances de la mortalité au-delà de la période traitée dans cette recherche.

Figure 2 : Nouveaux cas confirmés dus à la Covid-19, moyenne journalière lissée sur 7 jours, par pays et par million d'habitants.

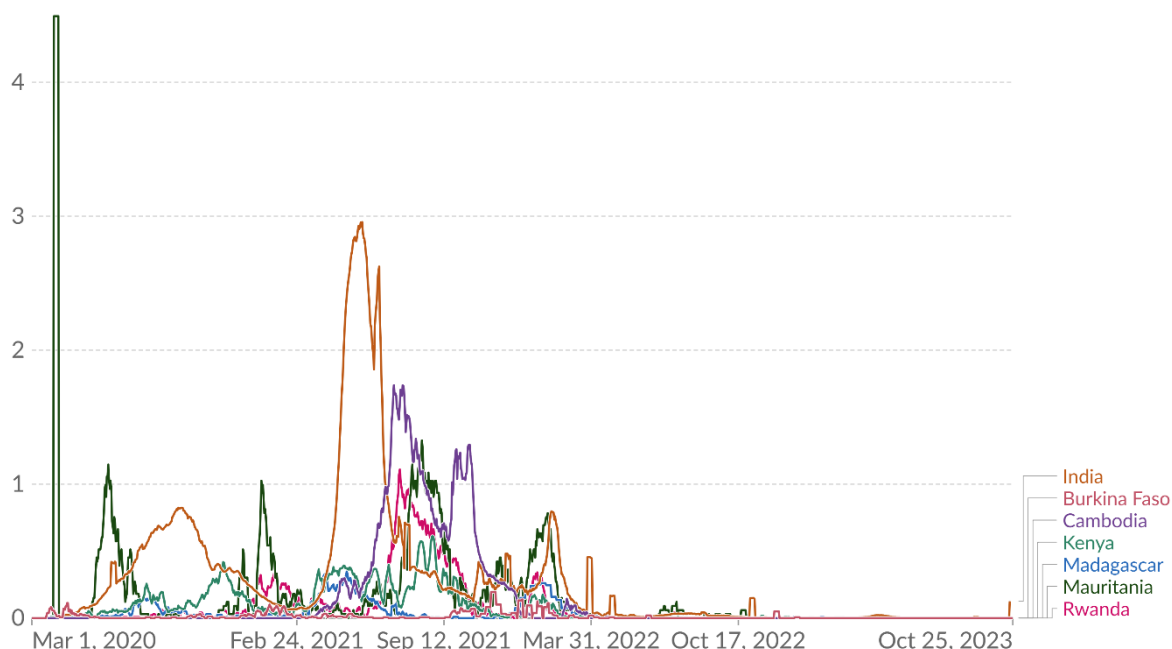


Source: Our World in Data, 2023

Figure 3 : Nouveaux décès confirmés dus à la Covid-19, moyenne journalière lissée sur 7 jours, par pays et par million d'habitants.

Daily new confirmed COVID-19 deaths per million people

7-day rolling average. Due to varying protocols and challenges in the attribution of the cause of death, the number of confirmed deaths may not accurately represent the true number of deaths caused by COVID-19.



Data source: WHO COVID-19 Dashboard

CC BY

Source: Our World in Data, 2023

a. Mauritanie

Le premier test positif au SARS-CoV-2 en Mauritanie a été enregistré en mars 2020 (El Vally et al., 2020). À partir de là, les autorités ont pris le risque de propagation très au sérieux et ont imposé de strictes restrictions à la population : fermeture des frontières terrestres et aériennes, des restaurants, marchés, écoles, universités, mise en place d'un couvre-feu, interdiction des prières dans les mosquées, limitations des déplacements de la population, ... (El Vally et al., 2020). Bien que celles-ci aient été appliquées dès les premiers jours qui ont suivi la première infection connue, l'alternance entre restrictions strictes et abandon de ces dernières, ainsi que les faibles ressources cliniques du pays (seulement 38 lits en soins intensifs pour 4,4 millions d'habitants au début de l'épidémie) n'ont pas permis à la Mauritanie d'éviter plusieurs vagues d'infections et de décès (Ahmed et al., 2021).

Quatre vagues ont touché le pays. La première a démarré en juin 2020 et a atteint son sommet à la fin de ce même mois, se terminant en août 2020. La Mauritanie connaît ensuite un nouveau pic entre décembre 2020 et janvier 2021. La troisième vague touche le pays début juillet 2021 et prend fin début octobre. La dernière vague s'étale entre mi-décembre 2021 et mi-février 2022. On peut noter une autre poussée des nouvelles infections entre fin juin et fin juillet 2022, sans pour autant que celle-ci n'atteigne l'ampleur d'un véritable pic.

Selon les chiffres officiels collectés par l'OMS, 41 154 Mauritaniens ont été atteints par la Covid-19 et 863 en sont décédés, au 31 décembre 2021. Cependant, les estimations d'autres institutions sont plus pessimistes. Pour l'Institute for Health Metrics and Evaluation et l'OMS, ce sont respectivement 7990 et 4559 habitants du pays qui sont morts en 2020 et 2021 des suites de la pandémie (IHME, 2022 ; WHO, 2023). On notera l'importante différence entre les valeurs estimées par l'IHME et l'OMS, qui témoigne de l'incertitude qui entoure la surmortalité dans ce pays.

b. Madagascar

Le 21 mars 2020 marque l'arrivée du virus à Antananarivo, capitale de Madagascar (Narison, 2020). Très vite, le pays impose un confinement et ferme le trafic aérien (Randremanana et al., 2021).

Madagascar a été touché par 3 vagues différentes. La première s'amorce début mai 2020 et prend fin seulement en mi-octobre. On peut considérer que la deuxième vague débute le 13 mars 2021 et s'achève fin juin de la même année. La troisième période d'inflation des nouvelles contaminations se déroule de début décembre 2021 à fin mars 2022.

Au 31 décembre 2021, 50 279 Malgaches ont contracté la Covid-19 et 1027 personnes en sont mortes selon les statistiques officielles. À nouveau, il semblerait que le report des décès ne soit pas fiable et que le nombre de véritables décès dû à la Covid-19 soit sous-estimé et nécessite davantage d'attention (Narison & Maltezos, 2020). À Antananarivo, la surmortalité a été estimée à 38.5 décès pour 100 000 habitants en 2020 et à 64.9 décès pour 100 000 habitants en 2021 (Rabarison et al., 2023).

Pour Madagascar dans son ensemble pour les années 2020 et 2021, l'étude conduite par l'IHME (2022) planche sur 65 100 décès excédentaires et celle menée par l'OMS (2023) estime

elle à 23 501 le nombre de morts supplémentaires, soit respectivement environ 63 et 23 fois plus de morts que selon les chiffres officiellement collectés.

c. Cambodge

Le premier cas de Covid-19 au Cambodge est confirmé le 27 janvier 2020 (Butongyi et al., 2020). On compte trois véritables vagues qui se succèdent coup sur coup. La première vague a lieu de début avril 2021 à septembre 2021. Le pays a tenté de freiner cette flambée des infections des cas de Covid-19 en imposant des restrictions très sévères entre avril et mai 2021 (Tatum, 2021). Dans certains quartiers de la capitale Phnom Penh et des villes Sihanoukville et Poipet, il était tout simplement interdit de sortir de chez soi à moins d'avoir une urgence médicale ou d'aller se faire tester ou vacciner contre la Covid-19. Début septembre 2021, alors que l'épidémie ralentit, une deuxième vague s'amorce et se prolonge jusqu'au mois de décembre. La dernière vague commence juste après, en janvier 2022, et se termine en avril.

Au 31 décembre 2021, le Cambodge a officiellement compté 120 493 cas de Covid-19 et 3012 morts causés par l'épidémie. Toutefois, l'OMS (2023) et l'IHME (2022) ont respectivement estimé environ trois et six fois plus de décès excédentaires pour le pays à la même date.

d. Rwanda

3 vagues, différentes mais peu espacées les unes des autres, ont touché le Rwanda. Le premier cas est confirmé le 11 mars 2020 (Ngamiye & Yadufashije, 2020). Quelques jours plus tard, le gouvernement décide d'imposer un confinement, tout en fermant notamment les écoles et lieux de cultes ou en interdisant les grands rassemblements (Louis et al., 2020). Le 4 mai 2020, les mesures de confinements sont adaptées (Habinshuti et al., 2020). Si les écoles restent fermées jusqu'en septembre, les restaurants et hôtels réouvrent à certaines conditions et les déplacements sont de nouveau autorisés sauf pendant la nuit (Ngamiye & Yadufashije, 2020).

Une première alerte a lieu durant la deuxième moitié du mois d'août 2020. Celle-ci n'a pas d'impact notable sur la mortalité et la première véritable vague démarre début décembre 2020. La deuxième vague débute dès le mois de juin 2021, aussitôt la précédente terminée. Une troisième vague, plus brève mais virulente au niveau des nouvelles contaminations, commence mi-décembre 2021 et se termine mi-février 2022.

Au 31 décembre 2021, 110 558 Rwandais ont contracté le virus pour 1349 décès selon les chiffres officiels. Dans le cas du Rwanda, les estimations de la surmortalité produites par l'Institute for Health Metrics and Evaluation et l'Organisation mondiale de la Santé sont très différentes. D'après l'IHME (2022), la surmortalité causée par la Covid-19 aurait tué 21 900 personnes, soit 16 fois plus que d'après les statistiques officielles. L'OMS (2023) quant à elle, estime à « seulement » 528 le nombre de victimes de la pandémie au Rwanda, soit moins de la moitié des chiffres officiellement collectés. Ce chiffre illustre l'importance de considérer les estimations à l'échelle des pays avec prudence.

e. Inde

En Inde, l'épidémie se caractérise par 3 vagues différentes. Le premier cas confirmé de Covid-19 dans le pays est détecté le 30 janvier 2020 (Patrikar et al., 2020) et en mars, plusieurs mesures sont mises en place pour freiner l'épidémie. Le 11 mars 2020, il est décidé de suspendre les visas (hors visas diplomatiques) jusqu'au 15 avril et une quarantaine de 14 jours est imposée à toute personne arrivant depuis l'étranger (Karotia & Kumar, 2020). Le 16 mars, le ministère de la santé va plus loin et ordonne la fermeture d'une série d'établissements comme les écoles, les musées, les salles de sport, ... (Karotia & Kumar, 2020). Une semaine plus tard, un confinement de 3 semaines, qui sera prolongé de 2 semaines supplémentaires, est instauré pour l'ensemble du pays (Ram et al., 2020). Malgré ces mesures, une première vague de nouvelles infections débute à partir d'avril 2020 et le nombre de nouvelles infections journalières augmente jusqu'à mi-septembre avant de diminuer jusqu'au milieu du mois de février 2021. Mais c'est à ce moment que s'amorce la deuxième vague, bien plus brutale selon les statistiques officielles. Il faut attendre fin décembre 2021 pour que la situation se stabilise. Mais cette période de répit est de courte durée, puisque le 1 janvier 2022 marque un nouveau rebond de l'épidémie et ainsi le commencement de la troisième vague, qui se finira 3 mois plus tard. L'Inde ne connaîtra plus qu'une petite alerte en juin et juillet, mais dans des proportions bien plus faibles.

Officiellement, au 31 décembre 2021, 34 838 804 Indiens ont été touché par la Covid-19 et l'épidémie a tué 481 080 d'entre eux. Ces chiffres sont largement inférieurs à ceux provenant des études effectuées par d'autres institutions. En effet, l'IHME (2022) estime que la surmortalité due à la Covid-19 atteint 4 070 000 de morts en Inde en 2020 et 2021 tandis que

l'OMS (2023) a estimé à 4 734 516 le nombre de décès supplémentaires chez les Indiens pour la même période. Nous avons également cité en introduction l'étude de Prabhat Jha et ses collègues (2022) qui suggère aussi que les statistiques officielles ont manqué de nombreux décès.

f. Burkina Faso

2 vagues ont été identifiées au Burkina Faso. Si les deux premiers cas positifs sont détectés le 9 mars 2020 (Guiro et al., 2020), le gouvernement avait déjà pris des mesures avant l'arrivée du virus dans le pays. En effet, les événements regroupant de nombreuses personnes ont été interdits à partir du 3 mars, créant des tensions entre le gouvernement et les groupes religieux (Bonnet et al., 2021). Ce n'est cependant que le 12 novembre 2020 que démarre la première vague et il faut attendre début mai 2021 avant que le nombre de nouvelles infections quotidiennes retrouve des valeurs proches de 0. La vague suivante débute fin d'août 2021 mais reste sous contrôle jusqu'à la fin de l'année. En janvier 2022, les chiffres s'envolent mais heureusement, la situation s'améliore très rapidement et début février, la vague est terminée.

17 632 habitants du Burkina Faso ont été infectés par la Covid-19 pour 318 décès dus au virus, au 31 décembre 2021 selon les données officiellement collectées. Mais la surmortalité a sans doute été bien plus forte. C'est ce que met en avant l'OMS (2023) qui a estimé à 8940 le nombre de décès excédentaires au Burkina Faso sur la même période. C'est encore pire pour l'IHME (2022) qui estime que 21 400 habitants sont décédés des suites de l'épidémie. A nouveau, il s'agit d'un pays où les estimations sont difficilement réconciliables.

g. Kenya

La Covid-19 arrive au Kenya pour la première fois le 13 mars 2020 et deux jours plus tard, les écoles sont fermées et les rassemblements interdits (Oporu et al., 2020). Une campagne de sensibilisation et d'incitation à l'utilisation de désinfectant est lancée dans les médias (Wangari et al., 2021). Ces mesures sont ensuite suivies par la suspension des vols internes et internationaux le 25 mars, et par l'obligation du port du masque à partir du 4 avril (Oporu et al., 2020). Ces mesures sont maintenues jusqu'au 4 mai. Au mois de mai, démarre l'enchaînement d'une série de quatre vagues. Elles ont pris place entre fin mai et mi-septembre 2020, de mi-septembre 2020 à mi-janvier 2021, de fin janvier à début juin 2021 et

de début juin à mi-octobre 2021. Une cinquième et dernière vague, plus importante d'un point de vue des infections (mais pas des décès) a également eu lieu. Elle débute en décembre 2021 et s'achève mi-février 2022

Au Kenya, au 31 décembre 2021, on a officiellement enregistré 292 237 infections à la Covid-19 ainsi que 5376 décès. Soit environ 5 fois moins par rapport aux estimations de l'OMS (2023) et presque 32 fois moins par rapport aux estimations de l'Institute of Health Metrics and Evaluation (2022).

Quel que soit le pays considéré, il y a donc une grande différence entre les statistiques officielles et les estimations. Sur base de cette différence, il semblerait que le Cambodge soit le pays dans lequel la collecte des données ait été la meilleure. Cela reste relatif car les chiffres officiels rapportent tout de même 3 fois moins de victimes de la pandémie que les estimations de l'OMS et presque 6 fois moins que dans les calculs de l'IHME. À l'inverse, c'est au Burkina Faso que le décompte des morts semble le moins fiable : les 318 décès officiels étant très inférieurs aux 8940 et aux 21 000 respectivement estimés par l'OMS et l'IHME.

Il est intéressant de remarquer que d'importantes différences existent aussi entre les estimations de l'OMS et de l'IHME, cela illustre la difficulté de connaître avec exactitude la situation dans les pays et la variété des méthodes d'estimations existantes. C'est pour l'Inde que les estimations sont le plus proches, malgré environ 700 000 morts de différence, et pour le Rwanda qu'elles sont le plus éloignées, avec environ 41.5 fois plus de décès estimés par l'IHME. Les très faibles estimations par l'OMS, de la surmortalité au Rwanda sont particulièrement surprenantes. Pour les autres pays, les évaluations de l'IHME sont toujours entre environ 2 et 6 fois plus élevées que celles de l'OMS.

La méthodologie d'estimation de la mortalité excédentaire par l'OMS et l'IHME est complexe et nous ne rentrerons pas dans les détails ici. Il s'agit essentiellement de prolonger la mortalité des années précédant la pandémie via des méthodes statistiques et d'y ajouter les décès excédentaires dus à la Covid-19 à l'aide de modèles de régressions en faisant intervenir différentes covariables. Parmi les covariables utilisées par l'OMS, on peut par exemple citer l'IDH, la densité de population, l'espérance de vie à la naissance ou encore la part de la population âgée de moins de 15 ans (Knutson et al., 2023).

Tableau 2 : Chiffres officiels et autres estimations du nombre de décès causé par la pandémie de Covid-19.

	Burkina Faso	Cambodge	Inde	Kenya	Madagascar	Mauritanie	Rwanda
Nombre de décès Covid-19 officiellement enregistrés (entre le 01/01/2020 et le 31/12/2021)[1]	318	3012	481 080	5376	1027	863	1349
Surmortalité (toutes causes confondues) estimée par l'IHME (entre le 01/01/2020 et le 31/12/2021)[2]	21 400	17 500	4 070 000	171 000	65 100	7990	21 900
Surmortalité (toutes causes confondues) estimée par l'OMS (entre le 01/01/2020 et le 31/12/2021)[3]	8940	9106	4 734 516	28 077	23 501	4559	528
Ratio entre les estimations du nombre de décès de l'IHME et le nombre de décès reportés	67.3	5.8	8.5	31.8	63.4	9.3	16.2
Ratio entre les estimations du nombre de décès de l'OMS et le nombre de décès reportés	28.1	3.0	9.8	5.2	22.9	5.3	0.4
Ratio entre les estimations du nombre de décès de l'IHME et de l'OMS	2.4	1.9	0.9	6.1	2.8	1.8	41.5

Chapitre 2 : Revue de la littérature

L'objectif de cette revue de la littérature est de détailler les potentielles conséquences négatives de la Covid-19 sur la santé et la mortalité des enfants, mais aussi les motifs qui laissent penser que la pandémie aurait pu ne pas avoir beaucoup d'impact. Pour ce faire, il est nécessaire de prendre en compte les effets directs comme indirects de l'épidémie, ou encore d'explorer les réponses possibles à la propagation du virus comme la vaccination ou les mesures de confinements. Bien que seuls 7 pays soient inclus dans l'analyse, cette revue de la littérature portera sur les pays à faible et moyen revenu en général. Les articles consultés et utilisés dans cette partie peuvent donc concerner des pays que nous n'analyserons pas mais les renseignements présents dans ces articles peuvent tout de même nous donner des indications pertinentes sur ce à quoi nous pouvons nous attendre pour les pays de notre étude.

1. Effets directs de la pandémie

a. Incidence et létalité du virus selon le profil démographique

Il est peu probable que la Covid-19 ait directement causé de nombreux décès d'enfants de moins de 5 ans. Sans même parler de cas létaux, le virus touche d'abord peu les jeunes. En Chine, sur un échantillon de 72 314 patients ayant été testé positifs au SARS-CoV-2, moins d'un pourcent concernait des individus de moins de 10 ans (Wu & McGoogan, 2020). Une autre étude (Ludvigsson, 2020) avance qu'entre seulement 1% et 5% des individus testés positifs sont des enfants, que ceux-ci ont généralement des formes de la maladie moins sévères et que les décès parmi les enfants sont extrêmement rares. Une révision de 38 études différentes montre que seuls 3,3% des 1124 individus de moins de 18 ans infectés par le virus étaient des cas graves ou critiques (de Souza et al., 2020). Parmi les cas graves de Covid-19 chez les enfants, il semblerait que beaucoup d'entre eux se produisent surtout chez ceux âgés de moins d'un an (Eastin et al., 2020).

En raison de leur structure par âge, les proportions de cas parmi les enfants semblent un peu plus élevées dans les pays à faibles et moyens revenus, mais restent tout de même basses. Selon une étude effectuée sur un échantillon de 51 964 cas confirmés de Covid-19 dans 15 pays africains, 9% des personnes touchées avaient moins de 18 ans (Rodriguez Velásquez et

al., 2021). Et seuls 27 décès répartis dans 8 des 15 pays ont été reportés dans ce groupe d'âge, dont 9 pour les moins de 5 ans.

Mais dans les LMICs, la prévalence du virus n'est pas seulement faible parmi les enfants, elle semble l'être dans la population globale. Au 21 mai 2020, soit quelques mois après le début de l'épidémie, les 10 pays dans lesquels la mortalité liée au Covid-19 était la plus élevée, étaient tous des pays à haut revenu (Etats-Unis en plus de 9 pays européens). Tandis que les 10 pays les moins touchés étaient tous, à l'exception de Taïwan, des pays à faible et moyen revenu (Madrado Cabo et al., 2020). L'épidémie n'a pas touché tous les continents au même moment non plus. Le premier cas recensé de Covid-19 en Afrique remonte au 14 février 2020 en Égypte (Heikel, 2021), alors qu'à la même période on comptait 75 752 cas positifs 2 130 morts à travers le monde. Concrètement, des chercheurs ont estimé le taux de mortalité de la Covid-19 chez les moins de 19 ans à 72 ‰ en Inde (Ganjou et al.). Sur un échantillon comptant 2148 individus hospitalisés en raison d'une infection au SRAS-Cov-2, 154 en sont décédés. La mortalité était la plus forte chez les individus présentant un cas sévère d'infection ou bien chez les enfants ayant des comorbidités.

La plus faible mortalité dans les LMICs semble être en partie attribuable à la jeunesse de leurs populations. En effet, pour l'ensemble des pays à haut revenu, 87 % en moyenne des décès attribués à la COVID-19 concernent des personnes âgées de 70 ans ou plus, alors qu'ils représentent 15% de la population totale de ces pays (Demombynes, 2020). Mais dans les pays à faible et moyen revenu, ce ne sont que 37 % des victimes du SARS-CoV-2 qui sont âgées de 70 ans ou plus, et cette tranche d'âge compte pour 4% de la population totale. En appliquant les taux de mortalité des pays plus pauvres à la structure par âge des pays à haut revenu, la part des décès accordés aux plus de 70 ans passe à 58 %. Des chiffres bien plus élevés qu'avant standardisation mais qui restent plus faibles que dans les pays occidentaux. De plus, l'effet de l'âge sur la mortalité est plus prononcé dans ces derniers où le taux de mortalité des personnes âgées de 70 à 79 ans est en moyenne 12,6 fois plus élevé que celui des personnes âgées de 50 à 59 ans. Pour les pays pauvres, ce ratio ne vaut que 3,5 (Demombynes, 2020). Des observations similaires ont été rassemblées dans une révision de 20 articles différents ayant traité des risques de mortalité de la Covid-19, mais aussi des risques de transmission du virus (Biswas et al., 2020). Une population plus jeune pourrait aussi ralentir la circulation de la maladie. En effet, les patients âgés de 50 ans et plus étaient associés

à un risque de mortalité 15,4 fois plus élevé que les patients moins âgés. En parallèle, si l'on compare ces deux groupes d'âge au risque d'infection par le virus, on note que les personnes de 50 ans et plus sont cette fois-ci associées à un risque de positivité des tests de dépistage du virus multiplié par 3,45 par rapport aux patients moins âgés (Biswas et al., 2020). Ces résultats sont corroborés par d'autres études (Ghisolfi et al., 2020). Au sein d'une population donnée, les taux de mortalité attribuables à la Covid-19 sont significativement corrélés avec l'âge moyen, l'espérance de vie ainsi que la part des décès attribuables aux plus de 65 ans, avant l'épidémie (Lawal, 2020). Ce dernier indicateur est d'ailleurs celui qui déterminerait le plus l'impact du virus sur la mortalité.

Les populations plus jeunes semblent donc moins vulnérables à la Covid-19 car en se transmettant moins facilement, le virus aurait touché moins d'individus potentiellement à risques. Un plus faible risque de contamination aurait naturellement fait baisser la mortalité car les personnes à risques seraient moins à même de rentrer en contact avec des personnes infectées (Jablonska et al., 2021). C'est donc cette configuration qui pourrait se présenter dans les pays plus pauvres.

b. Variations selon les conditions météorologiques

Deux autres paramètres pouvant avantager les LMICs sont la température et l'humidité. Généralement plus élevées dans les pays de l'hémisphère sud, elles pourraient aussi jouer un rôle de ralentisseur du virus même si leurs effets ne sont pas certains. C'est la conclusion d'une revue de la littérature investiguant le lien entre conditions météorologiques et propagation du SRAS-Cov-2 (Kerr et al., 2021). La relation entre ces variables est mal établie, certains la jugent faible et probablement non significative (Sornette et al., 2020), d'autres la considèrent comme déterminante (Wang & Tang, 2020). Cette dernière étude estime qu'une augmentation d'un degré Celsius provoque une baisse du nombre de reproduction (le nombre moyen d'individus auxquels un malade peut potentiellement transmettre la maladie) du virus égale à 0.0225. Tandis qu'une augmentation d'un pourcent de l'humidité réduirait cet indicateur de 0.0158. Cependant, cette même étude estime que la température et l'humidité n'expliquent les variations du nombre de reproduction qu'à hauteur de 20%.

c. Comorbidités associées à la Covid-19

La Covid-19 peut également aggraver d'autres pathologies, lorsqu'elles cohabitent chez un même individu (et vice-versa). Les Nations Unies ont par exemple averti les patients atteints du VIH qu'ils sont plus susceptibles de développer des formes graves du Covid-19⁹. Le virus du sida étant très présent en Afrique, l'arrivée du nouveau coronavirus va significativement augmenter la part de la population qui risque de développer une forme sévère de la Covid-19. Initialement, 19% de la population en Eswatini est considérée comme « à risque » mais en incluant les personnes suivant un traitement rétroviral, ce chiffre monte à 29%. Au Botswana, 27% de la population est à risque au lieu de 20% en absence de sida, et ces écarts se chiffrent à 30% au lieu de 24% au Lesotho ou encore à 27% à la place de 23% en Afrique du Sud (Clark et al., 2020). Une recherche a également été menée pour évaluer l'effet de l'interruption des traitements contre le VIH-sida durant la pandémie (Jewell et al., 2020). Entre avril 2020 et avril 2021 et selon différents scénarios, ce sont entre 92 000 à 956 000 décès supplémentaires qui pourraient avoir eu lieu du fait des effets de la pandémie sur les traitements. Cette surmortalité, projetée au début de la pandémie sur base d'informations encore limitées à l'époque, était attribuée à l'interruption des traitements antirétroviraux. Cette interruption augmenterait par 1.6 la transmission du VIH entre les mères et leurs enfants, et parallèlement, dans les mêmes proportions, la mortalité des nouveau-nés sensée augmenter dans la même proportion.

Les différentes formes de malnutrition sont aussi très présentes dans les LMICs. On estime que 29.1%, 6.3% et 13.7% de la population de ces pays est atteinte respectivement de retard de croissance, d'émaciation et d'insuffisance pondérale (Ssentengo et al., 2021). Or les enfants de moins de 5 ans sont loin d'être épargnés par ces soucis de santé. En 2019 dans le monde, on estimait que 144 millions d'enfants de moins de 5 ans étaient atteints de retard de croissance et 47 millions étaient atteints d'émaciation (UNICEF, 2020). L'Asie recueillait 54% et 69% des enfants affectés respectivement par le retard de croissance et l'émaciation. Ces chiffres étaient de 40% et 27% pour l'Afrique. On estime qu'un décès d'enfant de moins de 5 ans sur dix est causé par une forme de malnutrition (Black et al., 2013). Dans plusieurs pays d'Afrique et du Moyen-Orient, la malnutrition a aussi été identifiée comme étant un facteur pouvant augmenter la létalité du SARS-Cov-2 (Mertens & Peñalvo, 2021), ce qui rend la

⁹ https://www.unaids.org/sites/default/files/media_asset/HIV_COVID-19_brochure_en.pdf, consulté le 14-12-2023

situation d'autant plus préoccupante. En effet, les probabilités de mourir de la Covid-19 chez les personnes souffrant d'une forme de malnutrition ont été estimées à 10 fois supérieures que chez les personnes ne connaissant pas ces problèmes (Mekonnen Abate et al., 2021).

D'autres maladies comme la pneumonie risquent de voir leur létalité augmenter à cause de la pandémie. Cela s'est déjà vérifié chez les personnes âgées (Awashti et al., 2020) mais l'inquiétude est aussi grande pour les enfants. Cette infection est l'une des principales causes de décès chez les enfants dans les LMICs, ainsi que la comorbidité la plus présente de la Covid-19 (Gupta et al., 2020). La cohabitation entre cette dernière et la pneumonie pourrait donc s'avérer très meurtrière chez les moins de 5 ans. Parmi les facteurs favorisant la contraction d'une pneumonie, on peut citer le jeune âge, la malnutrition, l'immunodépression ou bien l'exposition à la fumée de tabac ou et à la pollution atmosphérique. Les enfants vivants dans les pays à faible et moyen revenu sont particulièrement exposés à ces facteurs de risque (Gupta et al., 2020 ; Marangu & Zar, 2019).

Il existe aussi des craintes vis-à-vis de la présence simultanée de la Covid-19 et de la malaria. Ensemble, le SARS-Cov-2 et le paludisme pourraient résulter en une forme plus grave de la Covid-19 (Anjorin et al., 2021). De plus, les deux pathologies ont des effets similaires comme la fièvre et les maux de tête. Le diagnostic de la Covid-19 pourrait être donc moins aisé dans les régions endémiques du paludisme. Certaines estimations réalisées en 2021 anticipaient une augmentation importante, à partir du début de la pandémie, du nombre de décès attribuables à la malaria (Weiss et al., 2021). Sans épidémie, il était attendu qu'environ 386 000 personnes meurent du paludisme en 2020. Mais les chercheurs ont estimé qu'avec la Covid-19 et ses répercussions, 101 000 et 382 000 morts supplémentaires attribuables à la malaria auraient pu avoir lieu en 2020, parmi lesquels une grande partie d'enfants.

d. Réduction de l'incidence et de la létalité via la vaccination

Une des réponses possibles à l'émergence d'un virus est la vaccination. Une couverture vaccinale plus élevée est en effet associée avec une plus faible mortalité (Lv et al., 2021 ; Jablonska et al., 2021). Pour réussir à vacciner sa population, il faut d'abord qu'elle le désire. Sur ce point, il n'existe pas de consensus sur les possibilités de vacciner une part suffisamment importante des populations des pays à faible et moyen revenu. Les différentes études et données sur la motivation à se faire vacciner donnent en effet des résultats souvent éloignés.

Tantôt l'hésitation vaccinale serait un phénomène peu présent dans les LMICs (Mobarak et al., 2022). Tantôt le taux d'acceptation du vaccin ne serait que de 58.5% dans les pays à faible et moyen revenu selon les résultats de 36 études menées sur 33 pays (Patwary et al., 2022). Les fausses informations diffusées sur les réseaux sociaux et par les groupes religieux (Solis Arce et al., 2021) n'aident pas car elles contribuent à diminuer la confiance dans les vaccins actuels.

Pour se faire vacciner, il faut aussi que des vaccins soient disponibles pour tous. Dans ce but, l'Alliance Gavi, la Coalition pour les innovations en matière de préparation aux épidémies et l'OMS ont mis en place le dispositif COVAX¹⁰. Ce dernier devait offrir la garantie que les habitants du monde entier aient accès aux vaccins contre la COVID-19 une fois disponibles, indépendamment de leur richesse. L'accent était mis sur les pays à faible et moyen revenu, qui devaient recevoir des doses au même rythme que les pays plus riches, proportionnellement à leurs populations. Aucun pays n'avait le droit de vacciner plus de 20% de sa population tant que ce stade n'était pas atteint par les autres pays. Mais dans les faits, le système COVAX et ses règles n'ont pas été respectés, souvent au détriment des pays plus pauvres.

Les gouvernements des pays à revenu élevé ont en effet passé des commandes préalables à la création des vaccins contre le Covid-19 portant sur au moins 2 à 4 milliards de doses (Wouters et al., 2021). Ces pays ont obtenu au moins 70 % des doses disponibles en 2021 pour cinq vaccins différents. Plusieurs nations ont procédé de la sorte et la pertinence du système COVAX s'est donc trouvée menacée. C'est notamment le cas du Royaume-Uni, qui a été le premier à mettre la main sur les vaccins d'AstraZeneca, qui ont été codéveloppés avec l'Université d'Oxford (Khairi et al., 2022). Au 9 avril 2021, les pays à moyen-haut et haut revenu avaient reçu 87% des 700 millions de doses produites contre 0.2% des doses pour les pays à faible revenu¹¹. 1 personne sur 4 était vaccinée dans les pays à haut revenu contre 1 sur 500 dans les pays à bas revenu. Une allocation inéquitable des doses de vaccins augmente naturellement le nombre d'infections dans les pays négligés tout en renforçant les chances

¹⁰ <https://www.gavi.org/vaccineswork/covax-explained>, consulté le 18-12-2023

¹¹ <https://www.who.int/director-general/speeches/detail/director-general-s-opening-remarks-at-the-media-briefing-on-covid-19-9-april-2021>, consulté le 18-12-2023

d'une épidémie de plus longue durée ainsi que l'apparition de nouveaux variants (Ye et al., 2022 ; Wouters et al., 2021).

Un autre obstacle à la vaccination est le coût, pour les organismes de santé, de celle-ci. En respectant les mesures préconisées par l'Organisation Mondiale de la Santé (port du masque pour chaque prestataire de soins, accès à du désinfectant, ...), il a été estimé qu'il coûterait pour les établissements entre 0.2\$ et 0.33\$ supplémentaires par dose administrée (Banks et al., 2021). Cela représente une hausse des dépenses de santé de l'ordre de 11 à 19%. Pour les installations temporaires, utilisées pour vacciner les populations reculées, cette augmentation atteint 39%. Ces résultats ont été obtenus en analysant les coûts observés dans des établissements présents en Indonésie, en Sierra Leone, en Tanzanie et au Vietnam.

Dans certains pays inclus dans notre étude, les doutes sur la possibilité de vacciner une part importante de la population se confirment. Selon des estimations effectuées par l'Institute for Health Metrics and Evaluation¹², la part de la population entièrement vaccinée au 1^{er} avril 2023 n'est que de 7.9% à Madagascar, 18.8% au Burkina Faso, 25.7% au Kenya et 47.8% en Mauritanie. La situation est meilleure dans le reste des pays où la couverture vaccinale atteint 63.3% de la population au Rwanda, 64.5% en Inde et 83.2% au Cambodge.

Il est difficile de tirer de clairs enseignements sur l'impact réel qu'a pu avoir la Covid-19 sur la santé et la mortalité des enfants de moins de 5 ans. Si la structure par âge des pays à faible et moyen revenu pousse à l'optimisme, la forte prévalence chez les enfants d'autres soucis de santé invite à la prudence. Mais il n'est dans tous les cas pas suffisant de seulement prendre en compte les décès directement liés au virus. Les épidémies passées ont montré que leur influence s'étendait sur l'ensemble du système de santé d'un pays et pouvait dès lors provoquer des perturbations qui elles-mêmes allaient causer la mort de nombreux individus. Lors de l'émergence du virus Ebola par exemple, l'accès et l'utilisation des soins de santé ont reculé, entraînant une hausse des besoins non satisfaits en matière de santé (Elston et al., 2017 ; Brolin Ribacke et al, 2016). La situation économique des populations s'est dégradée et leur confiance envers les systèmes de santé s'est rompue. Il est légitime de s'attendre à des effets similaires à la suite de la pandémie de Covid-19. Lors de l'épidémie d'Ebola, Les décès

¹² <https://covid19.healthdata.org/global?view=vaccinations&tab=map>, consulté le 18-12-2023

de membres de personnel de santé et la fermeture de certains établissements ont réduit l'offre médicale (baisse des admissions à l'hôpital, retard des interventions, ...) (Brolin Ribacke et al, 2016). En parallèle, la peur du virus et la stigmatisation des malades avaient réduit l'utilisation des soins de santé (baisse de la vaccination, du recours aux traitements contre le VIH, ...). Finalement, l'épidémie d'Ebola a potentiellement causé davantage de décès dus aux effets indirects de la circulation du virus, que de décès dus au virus en lui-même (Wilhelm & Helleringer, 2019).

Pour comprendre l'ampleur des conséquences de la pandémie de Covid-19, il est donc important d'observer la réponse globale des systèmes de santé et des populations. C'est sur quoi nous allons nous pencher dans la section suivante.

2. Effets indirects de l'épidémie

a. Effets des mesures de confinement

À première vue, la mise en place de mesures de confinement devrait bénéficier aux populations, car celles-ci doivent permettre de maintenir un équilibre entre les besoins et les capacités de lutte contre l'épidémie (Adamu et al., 2020). En effet, face à l'augmentation des cas de Covid-19, un confinement permet de ralentir la propagation du virus et donc de diminuer le nombre d'individus infectés. Dans l'idéal, le nombre de cas positifs doit être suffisamment contrôlé pour que le système de santé soit en mesure de prendre en main la pandémie. Le port du masque, la distanciation physique et les efforts en matière d'hygiène (lavage des mains entre autres) vont ralentir à la fois la propagation du Covid-19 mais aussi la propagation d'autres maladies transmissibles (Fore et al., 2020). Mais malheureusement, certaines mesures de confinement peuvent se montrer contre productives et nuire à la santé de certains groupes de populations concernées (Fore et al., 2020). Pour être utiles d'un point de vue épidémiologique, les mesures de distanciation sociale doivent présenter un bon équilibre entre les avantages et les inconvénients de ceux-ci. Si cet équilibre ne fait pas de doutes dans les pays à haut revenu, il est plus difficile de l'évaluer dans les pays plus pauvres (Eyawo et al., 2021). D'autant plus que la mise en place des mesures de confinements efficaces dans les LMICs est compliquée car les relations entre citoyens et gouvernements peuvent être marquées par un manque de confiance, dû à la corruption et au manque d'investissement dans les infrastructures de santé (Eyawo et al., 2021). Les mesures restrictives ont également

pu être perçues comme des punitions envers les personnes atteintes de la Covid-19 (Rodo et al., 2022). Cette perception constitue une barrière au recours aux soins de santé. De plus, dans certaines zones isolées, l'accès aux masques de protection n'est pas garanti, n'incitant pas les populations à consulter les professionnels de santé.

Durant la pandémie, les ressources médicales ont davantage été utilisées pour combattre la Covid-19 et soigner les adultes, au détriment des enfants dont les besoins en matière de santé ne peuvent plus être pris en charge par manque de moyens (Zar et al., 2021). La réduction de l'accès aux soins de santé de tous genres est un véritable problème posé par la pandémie et ses effets peuvent potentiellement être très marqués. En Angleterre et au Pays de Galles par exemple, la COVID-19 a entraîné une augmentation des décès dus aux maladies cardiovasculaires (Wu et al., 2020). La plupart n'ont apparemment pas fait suite à une infection à la Covid-19, ce qui laisse penser que certaines victimes ont tardé à faire appel à une aide médicale (même s'il est possible également qu'une infection préalable au virus n'ait pas été diagnostiquée). Dans ce cas, l'épidémie serait donc responsable de la surmortalité par maladies cardiovasculaires, en partie en raison des mesures de confinement. Il est probable que ces effets soient plus importants dans les pays à revenu faible et moyen, où les systèmes de santé et les économies sont plus fragiles (Kakietek et al., 2022).

Les pandémies et les mesures de protection contre celles-ci ont donc entraîné des effets indirects. L'augmentation de la pauvreté, la perturbation de la scolarité, le manque d'accès aux programmes d'alimentation scolaire, l'accès réduit aux établissements de santé et l'interruption des programmes de vaccination et de santé infantile sont autant de conséquences d'une pandémie qui peuvent potentiellement provoquer beaucoup de dégâts chez les enfants (Zar et al., 2020). Nous allons les examiner dans les sections suivantes, sur base de la littérature accessible à ce jour.

b. Réduction de l'accès aux soins de santé

Très tôt après l'apparition de la Covid-19, une étude (Roberton et al., 2020) a été réalisée sur 118 pays à faible et moyen revenu. Son but était d'estimer la potentielle surmortalité infanto-juvénile due aux mesures de confinements. Construites sur base d'une réduction attendue des interventions de soins de santé chez les enfants et sur l'augmentation de la prévalence de la malnutrition, les prédictions étaient très inquiétantes. Les trois scénarios projetaient entre

9,8% et 44,7% de décès infanto-juvéniles supplémentaires par mois, pendant 1 an, soit entre 42 240 et 192 830 enfants de moins de 5 ans qui mourront en plus, chaque mois, à cause des manques de soins chez les enfants suite à l'instauration des mesures de confinement.

Sur base de leur scénario le plus dramatique, les prédictions de Robertson et de ses pairs, pour les pays inclus dans notre étude donnaient ceci : 1610 décès supplémentaires, par mois et pendant 1 an, d'enfants de moins de 5 ans au Burkina Faso, 530 au Cambodge, 49 850 en Inde, 2120 au Kenya, 1480 à Madagascar, 330 en Mauritanie et 570 au Rwanda. Il semble que ces nettes augmentations du nombre de décès parmi les moins de 5 ans ne se soient pas réalisées, et ce mémoire sera l'occasion de comparer ces estimations aux nôtres, basées sur les enquêtes de terrain réalisées depuis.

Cependant, même si ces prédictions ne se sont probablement pas réalisées, les perturbations provoquées par la pandémie sont bien réelles. Un rapport de l'Organisation mondiale de la santé (WHO, 2020) pointe que dès le mois de mai 2020, 45% des pays à faible revenu et 30% des pays à revenu intermédiaire déclaraient un arrêt partiel d'au moins 75% de leurs services de santé. Les services pour le traitement contre le VIH, la tuberculose et le paludisme ont été partiellement interrompu dans respectivement 32%, 42% et 46% des pays ayant annoncé des disruptions de leur système de santé.

Durant l'épidémie et selon une étude menée entre avril et août 2020 sur 39 LMICs (incluant notamment le Burkina Faso, le Cambodge et Madagascar), 65,6 % des ménages ont déclaré avoir renoncé à des soins en raison de contraintes financières, contre 30,6% dans les pays à revenu moyen inférieur et 17,4% dans les pays à revenu moyen supérieur (Kakietek et al., 2022). La part des ménages frappés par la fermeture d'établissements de soins de santé ou par un manque de personnel médical est sensiblement la même dans les pays à faible revenu (19,1%), à revenu moyen inférieur (20,9%) et à revenu moyen supérieur (21,9%) (Kakietek et al., 2022). Et si « seulement » 8% des ménages dans les pays à faible revenu ont déclaré ne pas avoir accès à certains soins en raison des mesures de confinement et de la peur de la maladie, cette valeur atteint respectivement 30,4% et 27,2% pour les ménages des pays à revenu intermédiaire inférieur et à revenu intermédiaire supérieur.

L'utilisation des services de santé maternelle, néonatale et infantile a été bouleversée en raison de l'épidémie. Au Bangladesh, au Nigeria et en Afrique du Sud, on a enregistré entre

avril et mai 2020 une baisse des consultations prénatales, des visites en cliniques de planification familiale et des vaccins à destination des enfants (Ahmed et al., 2022). Des résultats similaires ont été observés entre avril et décembre 2020 au Kenya (Ahoya et al., 2022). D'autres pays comme l'Éthiopie (Mekonnen & Yirdaw, 2023) ont été concernés par les baisses globales du recours aux soins de santé. Plusieurs hôpitaux guinéens ont également reporté une baisse de l'offre et de la demande de soins maternels et néonataux (Millimouno et al., 2023). En Inde, l'impact de la Covid-19 sur le recours aux soins de santé s'est aussi fait sentir en 2020 et surtout en 2021 (Sharma et al., 2023). En effet, le nombre de femmes inscrites aux soins prénataux a diminué de 12.3% en 2020 et 18% en 2021 par rapport à 2019. L'écart est encore plus important vis-à-vis du recours aux services de soins obstétricaux d'urgence (-16.5% en 2020 et -40.9% en 2021). D'autres services encore ont connu des turbulences.

Mais ces restrictions dans l'accès aux soins sont globales et ne concernent pas uniquement les enfants et les mères. Entre mars 2020 et juin 2021, les consultations externes (consultations ne nécessitant pas d'hospitalisation) ont baissé de 13% dans de nombreux pays à faible et moyen revenu (Ahmed et al., 2021b). En moyenne, cette diminution est plus élevée que pour les soins maternels et néonataux. Les chiffres pour ceux-ci repartent ensuite à la hausse, indiquant un probable phénomène de « rattrapage » des soins qui n'ont pas pu être dispensés plus tôt. Une autre étude abonde dans le même sens (Amouzou et al., 2022), établissant que dans les pays d'Afrique sub-saharienne les services les plus touchés étaient les hospitalisations, suivies par les consultations externes et enfin par les soins maternels, néonataux et infantiles. Il se pourrait donc que les soins apportés aux mères et aux enfants aient tout de même été considérés comme plus essentiels que d'autres soucis de santé dans le contexte de la pandémie.

Les mesures de confinement sont généralement pointées du doigt pour expliquer ces tendances (Ahmed et al., 2022). Plusieurs barrières à l'accès aux différents soins ont découlé de ces mesures notamment l'augmentation des coûts des soins, la réduction du nombre de transports joignant les institutions médicales, le manque de ressources de ces dernières, l'organisation de ces ressources, ...

c. Perturbations et interruptions des campagnes de vaccination

L'organisation des campagnes de vaccination à destination des enfants, pour les maladies autres que la Covid-19, a, elle aussi, été grandement impactée par la pandémie. Une revue de la littérature sur ce sujet, couvrant au total 45 LMICs (incluant l'Inde, le Kenya, Madagascar, la Mauritanie et le Rwanda), montre qu'en moyenne, on a observé une diminution de 11.8% de doses de vaccins administrées à la naissance après l'arrivée du virus (Cardoso Pinto et al., 2022). Le nombre de vaccins administrés après la naissance a lui diminué de 8.2%. Le rotavirus (-22.4% de doses administrées) et la polio (-16.6%) sont les deux maladies pour lesquelles les effets sont les plus marqués. Il est important de noter que les trois premiers mois suivants le début de la pandémie (c'est-à-dire d'avril à juin 2020) ont été plus critiques que les mois qui ont suivi (-8.1% contre -3.9%). Il a été montré ensuite que les taux de vaccination sont repartis à la hausse.

L'administration du vaccin pentavalent, qui protège contre 5 maladies (dont la polio), a aussi été impactée dans les LMICs (Shapira et al., 2021). Entre mars et juillet 2020, on a recensé moins de doses injectées qu'auparavant. C'est par exemple le cas au Mali, où le nombre de doses administrées a baissé de 17%. Au Mozambique, le nombre d'enfants de moins de 5 ans vaccinés contre le paludisme a baissé de près de 30% entre janvier 2020 et mars 2021 (Augusto et al., 2023). Toujours au Mozambique, le nombre d'enfants qui ont reçu le vaccin contre la diphtérie, la coqueluche, le tétanos ou la polio a lui aussi diminué de 12.3%. Selon une estimation des auteurs, les perturbations du système de santé au Mozambique pourraient avoir entraîné le décès excédentaire de 11 337 enfants de moins de 5 ans et de 5 705 nouveau-nés (Augusto et al., 2023).

Les estimations réalisées sur l'impact du virus Ebola sur la vaccination des enfants peuvent aussi nous donner des indications sur les effets potentiels dans le cadre de la pandémie de 2020-2021. Au début de l'épidémie d'Ebola qui a touché l'Afrique de l'Ouest en 2013, le nombre d'enfants non vaccinés contre la rougeole en Guinée, au Liberia et en Sierra Leone avait été estimé à 778 000. Ce chiffre avait été réévalué à 1 068 833 un an plus tard (Takahashi et al., 2015). Dans le même temps, 600 000 à 700 000 enfants ne recevraient pas de vaccin pentavalent, de Bacillus-Calmette-Guérin ou de vaccin contre la polio. Par ailleurs, les taux de mortalité infanto-juvénile attribuables à la malaria étaient eux aussi évalués à la hausse. Pour

l'année 2014, on anticipait environ 50% de décès supplémentaires en Guinée, au Liberia et en Sierra Leone par rapport à ce qui était attendu sans Ebola (Parpia et al., 2016).

d. Menaces sur la sécurité alimentaire

L'épidémie a aussi pu limiter l'accès à la nourriture et le manque de celle-ci peut impacter sensiblement la santé des enfants. Le régime alimentaire des ménages a été perturbé, en particulier au début de l'épidémie et après la mise en place de mesures de restriction (Picchioni et al., 2021). Les consommateurs ont été affectés mais c'est aussi le cas des agriculteurs. Ces derniers ont vu leurs revenus diminuer à la suite des perturbations sur les chaînes de distribution de la nourriture. Certains foyers comptaient aussi sur les écoles pour fournir des repas équilibrés aux enfants. Malheureusement, la fermeture des établissements scolaires a mis fin à l'accès à ces repas (Ntambara & Chu, 2021). Au Kenya, la disponibilité et l'accès aux denrées périssables ont été limités en raison des restrictions mises en place par le gouvernement (Ahoya et al., 2022). Couvre-feu, confinements, interdictions des marchés ont contribué à fragiliser le commerce ainsi que la situation des consommateurs comme des vendeurs.

Une étude a produit plusieurs scénarios pour tenter d'estimer et de projeter le nombre d'enfants supplémentaires vivant dans les pays à faibles et moyens revenus qui, entre 2020 et 2022, auraient souffert de malnutrition à la suite de la pandémie de Covid-19 (Osendarp et al., 2021). Cette étude a également estimé et projeté le nombre de décès infanto-juvéniles imputables à la hausse de la malnutrition qui a découlé de la pandémie. Au total, pour les 118 pays étudiés, le scénario intermédiaire aboutit à 9,3 millions (6,4 millions pour le scénario optimiste) d'enfants de moins de 5 ans supplémentaires qui souffriraient d'émaciation. On compterait aussi 2,6 millions (optimiste = 1,5 million) d'enfants en retard de croissance en plus. Par rapport à 2019, il y aura 2,1 millions (optimiste = 1 million) de femmes enceintes atteintes d'un type d'anémie et 2,1 millions (optimiste = 1,4 million) d'enfants nés d'une mère avec un faible IMC. Enfin, ce sont 168 000 (optimiste = 47 000) décès d'enfants en plus qui auraient lieu entre 2020 et 2022 avant le 5^e anniversaire. La majorité des enfants touchés par cette surmortalité seraient issus d'Asie du Sud-Est et d'Afrique Subsaharienne. D'autres estimations indiquent que l'inquiétude autour de la hausse de la prévalence de l'émaciation est justifiée. Ce sont 14.3%, soit 6.7 millions, d'enfants supplémentaires qui souffrent d'un

poids trop faible en 2020 par rapport à ce qui était attendu sans Covid-19 (Heady et al., 2020). Ces évolutions causeraient le décès de 128 605 enfants de moins de 5 ans parmi les 118 pays compris dans l'étude de Heady et al. (2020).

Aucune pénurie majeure de nourriture n'a été observée en 2020 (Béné et al., 2021) mais il semblerait tout de même que le nombre de personnes souffrant de sous-nutrition ait considérablement augmenté depuis le début de la pandémie. En 2022, on estimait qu'entre 690 et 783 millions d'individus souffraient de sous-nutrition, soit 122 millions de plus qu'avant l'épidémie de Covid-19 (FAO, 2023).

e. Impacts économiques

Les mesures de confinement peuvent également impacter négativement l'offre de travail et donc les revenus des ménages (Ma et al., 2022). Ces auteurs ont estimé qu'une diminution d'un pourcent du PIB par habitant augmenterait la mortalité des enfants de moins de 5 ans de 0,15 décès pour 1 000 enfants dans 15 pays à faible revenu, incluant notamment le Burkina Faso, Madagascar et le Rwanda.

D'autres chiffres soulignant le lien entre revenus par habitant et mortalité vont dans le même sens. Une diminution de 5% du PIB par habitant en moyenne causerait le décès de 282 996 enfants supplémentaires pour l'ensemble des pays à faible et moyen revenu (Cardona et al., 2022). Si cette baisse venait à atteindre les 15%, ce sont 911 026 décès supplémentaires qui seraient enregistrés. Et 49% de ces pertes auraient lieu en Afrique sub-saharienne. Une autre recherche (Shapira et al., 2021b) arrive à nouveau à des conclusions semblables, avec un total de 267 208 décès excédentaires d'enfants en raison des pertes économiques. Une diminution d'un pourcent du PIB par habitant entraîne une augmentation de la mortalité infantile de 0.23 pour 1000 naissances. Les auteurs ajoutent que plus d'un tiers de ces décès auront lieu en Inde.

En raison de la réallocation vers la Covid-19 des ressources initialement prévues pour la santé maternelle, néonatale et infantile, il a fallu mobiliser davantage d'argent pour maintenir les systèmes de santé fonctionnels (Rodo et al., 2022). La mise à l'écart de nombreux prestataires de soins de santé, qui étaient en première ligne et donc plus à risque de contracter la maladie, a ajouté une pression supplémentaire aux établissements de santé.

3. Conclusion de la revue de la littérature

Globalement, il semblerait que la Covid-19 puisse avoir eu de graves conséquences sur la santé et la mortalité des enfants. Car bien que le virus en lui-même n'est probablement que peu létal chez les plus jeunes, les effets qui découlent de l'arrivée du virus sont eux plus inquiétants. L'existence de comorbidités, la mise en place de mesures de confinement parfois contre productives, la réduction de l'accès aux soins de santé et à la nourriture, et les pertes économiques sont autant de raisons qui justifient de se pencher sur les effets de la pandémie. Son impact est difficile à prévoir mais potentiellement important.

Comme l'illustre cette revue de la littérature, il existe une multitude de méthodes employées pour estimer la surmortalité des enfants. Que ce soit par le prisme de l'accès aux soins de santé ou à la nourriture, de la vaccination, de la présence de comorbidités, des perturbations économiques, ... Bien que déjà très riches, les études utilisant ces méthodes ont le désavantage de ne pas proposer une vue d'ensemble sur la pandémie de Covid-19 et ses effets, car elles concernent souvent un aspect de la chaîne causale. Elles sont par ailleurs souvent basées sur des projections et des modélisations. Désormais, la disponibilité de données permettant de calculer directement les taux de mortalité donne la possibilité d'estimer l'impact de l'épidémie dans sa globalité.

Chapitre 3 : Données et méthodologie

1. Sources de données

Les données utilisées pour estimer les taux de mortalité infanto-juvénile et infantile proviennent du programme EDS (« Études démographiques et de santé »). Ce programme est essentiellement financé par l'Agence des États-Unis pour le Développement International (USAID) et vise à collecter et analyser des données relatives à la population, à la santé, au VIH et à la nutrition (DHS Program, 2023). Ces enquêtes sont menées sur plus de 90 pays à faible et moyen revenu et sont régulièrement utilisées pour mener différentes études, notamment à propos de la mortalité des enfants (Tabutin & Masquelier, 2017 ; Li et al., 2019 ; Ekholuenetale et al., 2020).

En théorie, les enquêtes standards sont menées tous les 5 ans et se basent sur de larges échantillons (entre 5000 et 30000 foyers interrogés). Elles sont représentatives à l'échelle du pays et des unités sous-nationales principales (DHS Program, 2023). Pour faciliter la comparaison d'enquête à enquête ou de pays entre pays, mais aussi pour faciliter le traitement de plusieurs enquêtes à la fois, les données sont collectées et encodées de façon standardisées (Croft et al., 2020). En plus de se charger de la collecte des données, le programme EDS diffuse également les résultats sous forme de rapports reprenant des chiffres clés mais aussi des analyses plus détaillées.

Les données récoltées pendant les enquêtes doivent permettre d'atteindre quatre grands objectifs principaux (ICF, 2017). Tout d'abord, il y a la collecte d'informations relatives aux thématiques mentionnées précédemment, c'est-à-dire la population, la santé, le VIH et la nutrition. Ensuite, les données doivent permettre de mesurer les écarts en matière de fécondité et d'utilisation de la planification familiale au sein du pays. Il est également possible d'évaluer si des évolutions ont eu lieu entre chaque enquête, en matière d'évolutions démographiques, de santé et de nutrition. Enfin, le dernier objectif est de mettre à disposition des chercheurs des bases de données permettant d'effectuer des travaux de recherche dans les domaines pris en compte par les enquêtes.

Un manuel d'utilisation des enquêtes est disponible en ligne (ICF, 2017) et informe notamment les utilisateurs sur les conditions de réalisation de ces enquêtes. Des groupes de femmes et d'hommes, âgés en général de 15 à 49 ans pour elles et de 15 à 59 ans pour eux, sont interrogés. Les questions posées couvrent de nombreux sujets différents comme la santé

maternelle et infantile, la planification familiale, la santé reproductive, le VIH/sida ou encore la nutrition.

Au niveau des plans d'échantillonnage, ceux-ci sont généralement des échantillons probabilistes à deux degrés suivant une base de sondage existante, si possible la plus récente (Croft et al., 2018). Un échantillon probabiliste signifie que les unités qui composent cet échantillon sont sélectionnées au hasard avec des probabilités connues et non-nulles. La base de sondage est constituée d'une série de « zones de dénombrement ». Ces zones regroupent les foyers d'une région géographique donnée dans le but de faciliter le recensement (ICF International, 2012). Elles recouvrent en général la totalité d'un territoire et sont donc très utiles pour les enquêtes EDS. On parle d'échantillon à « deux degrés » parce qu'un premier échantillonnage est effectué pour sélectionner des zones de dénombrement. Ensuite, un deuxième échantillonnage est réalisé au sein des zones qui ont été tirées au sort pour déterminer les ménages qui seront inclus dans l'enquête (ICF International, 2012). Dans les enquêtes EDS, la stratification est réalisée par région géographique et par milieu rural ou urbain au sein de cette région (Croft et al., 2018). Cette méthode d'échantillonnage est utilisée pour réduire les erreurs d'échantillonnage.

a. Bases de données utilisées

Maintenant que les contours des enquêtes EDS ont été détaillés, nous allons nous concentrer davantage sur les bases de données utilisées dans le cadre de ce mémoire. Chaque enquête est associée à un rapport complet détaillant les étapes de l'échantillonnage. Les informations qui suivent proviennent de ces rapports. Nous détaillons ici la constitution de l'échantillon avec l'exemple du Rwanda (NISR, 2020) et renvoyons à l'annexe pour les autres enquêtes.

La collecte de données pour l'enquête EDS « Rwanda 2019-20 » a été menée du 9 novembre 2019 au 20 juillet 2020. La collecte a cependant été interrompue entre le 21 mars et le 7 juin 2020 en raison du confinement mis en place pour lutter contre la Covid-19. La base de sondage utilisée est le quatrième recensement de la population et du logement du pays, réalisé par l'Institut national des statistiques du Rwanda (NISR) en 2012. Elle est composée de la liste complète des zones de dénombrement couvrant tout le Rwanda.

Pour le premier degré de stratification, 500 clusters ont été sélectionnés. 112 d'entre eux se trouvent en milieu urbain et 338 en milieu rural. Pour la deuxième étape, un recensement de tous les ménages présents dans chaque zone a été mené entre juin et août 2019. Les ménages inclus dans l'échantillon de l'enquête ont été sélectionnés selon ce recensement. Finalement, 36 ménages ont été sélectionnés dans chaque cluster, ce qui donne un échantillon final d'environ 13 000 ménages. Une pondération a été effectuée ensuite pour s'assurer que les résultats soient représentatifs au niveau national et au niveau sous-national.

Toutes les femmes entre 15 et 49 ans, résidentes permanentes du ménage ou ayant passé la nuit précédente au sein du foyer étaient éligibles au questionnaire. Les hommes de 15 à 59 ans respectant les mêmes conditions que leurs homologues féminines étaient également éligibles à l'enquête, à la différence que l'interrogatoire des hommes n'a été effectué que dans la moitié des foyers. Presque 100% (12 949 sur 13 005) des ménages, des femmes (14 634 sur 14 765) et des hommes (6513 sur 6544) sélectionnés, ont pu être interrogés comme prévu.

2. Estimation de la surmortalité

Pour estimer au mieux les effets sur la mortalité d'un événement comme une pandémie, on calcule la surmortalité. Celle-ci peut se définir comme étant l'augmentation de la mortalité toutes causes confondues par rapport à la mortalité attendue sur la base des tendances passées (Karlinsky & Kobak, 2021 ; Checchi & Roberts, 2005). Différentes approches sont possibles mais ici, on comparera les taux de mortalité au cours de l'événement avec les taux de mortalité avant l'arrivée de celui-ci. Dans le cadre de notre étude, nous travaillerons par année. Les taux de mortalité de l'année 2020, lors de laquelle la Covid-19 a fait son apparition, seront donc comparés à ceux de l'année 2019.

a. Estimation des taux de mortalité

Pour calculer les taux de mortalité (infanto-juvénile comme infantile), nous faisons appel à la fonction « `calc_nq(x)` » du package « `demogsurv` » compatible avec le langage de programmation R (<https://github.com/mrc-ide/demogsurv>). Par défaut, cette fonction produit les taux de mortalité infanto-juvénile pour les périodes 0-4, 5-9, et 10-14 ans précédant l'enquête, mais il est possible de spécifier d'autres périodes pendant l'enquête.

Avant d'utiliser cette fonction, il est nécessaire de créer une variable binaire indiquant si un décès a eu lieu. Cette information nous est donnée par la variable « b5 » (« child is alive ») dont les modalités de réponse sont « 1 » si l'enfant est en vie et « 0 » si l'enfant est mort. Une deuxième variable, renseignant la date de décès, doit également être générée. Celle-ci se base sur les variables « b3 » (« date of birth (cmc) »), indiquant la date de naissance en code CMC¹³, et « b7 » (« age at death, months, imputed »), indiquant l'âge au décès en mois révolus.

Différents paramètres peuvent être spécifiés pour produire d'autres indicateurs de mortalité (infantile, néonatale, ...), pour obtenir des taux par année calendaire ou pour ventiler les résultats selon certaines variables explicatives. Il existe une page GitHub dédiée à l'utilisation du package « demogsurv » et aux différentes possibilités offertes par celui-ci¹⁴.

Pour notre étude, nous avons calculé l'incertitude autour des taux en utilisant une méthode de rééchantillonnage appelée « Jackknife ». Cette dernière consiste à calculer plusieurs fois l'indicateur souhaité en supprimant à chaque fois un cluster de l'échantillon de départ, le but étant de fournir un calcul plus robuste de la variance autour des estimations (Friedl & Stampfer, 2002). Dans notre cas, nous avons utilisé la méthode « Jackknife » stratifiée en raison de l'existence préalable de strates dans nos bases de données.

b. Choix, description et attentes des variables indépendantes

La première étape de notre analyse porte donc sur le calcul de taux de mortalité infantile (0-11 mois) et infanto-juvénile (0-59 mois) pour chacun des pays de notre échantillon. Par la suite, nous avons choisi de calculer ces indicateurs en filtrant les résultats selon les différentes modalités de réponse de plusieurs variables. Notre objectif est de voir s'il existe, au sein d'un même pays, des groupes de populations pour lesquels les niveaux de mortalité infanto-juvénile et infantile seraient plus élevés. Il est également intéressant d'observer si la pandémie de Covid-19 a réduit ou aggravé les écarts déjà existants entre certains sous-groupes.

Les variables que nous avons choisi d'inspecter sont les suivantes : le sexe de l'enfant, le milieu de résidence, le niveau d'éducation de la mère et l'indice de richesse du ménage. Ces variables sont régulièrement prises en considération lors de l'étude de la mortalité des enfants de moins

¹³CMC (« century month code ») désigne le nombre de mois depuis le commencement de l'année 1900. Janvier 1900 est égal à 1 selon le code CMC, avril 1901 est égal à 16, ...

¹⁴<https://github.com/mrc-ide/demogsurv>, consulté le 04-12-2023

de 5 ans (Chao et al., 2018). Par ailleurs, ces quatre facteurs sont tous des déterminants socio-économiques comme définis par Mosley et Chen (1984) mais ils opèrent à différents niveaux. Le sexe de l'enfant et l'éducation de la mère sont des variables du niveau individuel, l'indice de richesse s'intègre lui au niveau du ménage et le milieu de résidence correspond au niveau communautaire (Mosley & Chen, 1984).

Dans les enquêtes EDS, le sexe de l'enfant est renseigné par la variable binaire « b4 » (« sex of child ») pour laquelle les modalités de réponse sont « 1 » pour les garçons et « 2 » pour les filles. On peut s'attendre à ce que la mortalité infanto-juvénile soit généralement plus faible chez les filles que chez les garçons, en raison d'une plus grande vulnérabilité biologique de ces derniers (UNDESA, 1995). C'est la tendance qui est observée dans les années 2000 pour 81 pays à faible et moyen revenu (UNDESA, 2011). Sur la même période, il n'y a qu'en Chine et en Inde où l'on observe parmi les moins de 5 ans une mortalité plus forte chez les filles que chez les garçons. En Afrique subsaharienne, une tendance similaire a été mise en évidence entre 2010 et 2016, où dans 16 pays (sur 32 étudiés), les probabilités de mourir avant l'âge de 5 ans étaient significativement moins élevées chez les filles que chez les garçons (Van Melderren et al., 2019).

Le milieu de résidence est lui défini par la variable binaire « v102 » (« type of place of residence »). Le milieu urbain est désigné par la réponse « 1 » et le milieu rural par la réponse « 2 ». Sur 26 études menées sur les pays à faible et moyen revenu et mobilisant des données allant de 1950 à 2011, 23 d'entre elles ont conclu à un désavantage du milieu rural vis-à-vis de la mortalité infanto-juvénile (Forde & Tripathi, 2018). Il existe cependant des contre-exemples comme au Kenya en 2014 ou en Tanzanie en 2015 et 2016 où on observait une surmortalité urbaine (Van Melderren et al., 2019).

Le niveau d'éducation de la mère est donné par la variable « v106 » (« highest educational level »). Il existe 4 niveaux différents et portent les mentions suivantes : « pas d'éducation » (codé « 0 »), « primaire » (« 1 »), « secondaire » (« 2 ») et « supérieur » (« 3 »), désignant à chaque fois le plus haut diplôme obtenu. Pour l'ensemble de notre échantillon, nous avons décidé de fusionner les catégories 2 et 3 car dans certains pays, le faible nombre d'enfants associés au niveau « supérieur » nous empêche d'obtenir des estimations fiables pour ceux-ci. En Mauritanie par exemple, seuls 375 de 39 793 enfants inclus dans notre enquête ont une mère ayant achevé ses études supérieures. On peut s'attendre à ce que la mortalité infanto-

juvénile soit inversement corrélée au niveau d'éducation de la mère. Il a été démontré, sur base des résultats de 300 études publiées entre 1982 et 2020 et couvrant 92 pays, que les enfants dont la mère a achevé des études secondaires ont 31% de risques en moins de mourir avant 5 ans, par rapport aux enfants dont la mère n'a pas achevé ses études primaires (Balaj et al., 2021). Plus récemment, l'éducation de la mère a été reconnue comme étant associée favorablement à la survie de l'enfant dans 12 pays d'Afrique sub-saharienne entre 2011 et 2016 (Van Melder et al., 2019).

Le niveau de richesse du ménage se trouve dans la variable « v190 » (« wealth index combine »). Celle-ci consiste en un indice composite, construit à l'aide d'analyses factorielles, regroupant les informations relatives à la possession par le ménage de différents objets (télévision, vélo), aux matériaux utilisés pour la construction du logement ou encore aux installations sanitaires. Les ménages sont ensuite répartis en 5 quintiles de richesse, le niveau 1 équivalant aux ménages les plus pauvres et le niveau 5 aux plus riches. Nous avons envisagé la fusion de plusieurs catégories pour obtenir des estimations plus robustes mais nous avons abandonné l'idée car la répartition des observations entre les différents quintiles de richesse est relativement homogène. Nous n'observons pas de catégorie spécifique pour laquelle nous avons un clair manque de données (comme pour le niveau supérieur de la variable relative à l'éducation de la mère) et les quintiles pour lesquels il est impossible d'obtenir d'estimation varient d'un pays à l'autre. Assez logiquement, la mortalité infanto-juvénile est plus faible dans les ménages plus aisés. Entre 2010 et 2016, cette relation a été constatée dans 11 pays africains (Van Melder et al., 2019) bien que des progrès ont été observés ces dernières décennies. Une analyse de données temporelles entre 1996 et 2016 couvrant 36 pays africains a montré qu'au fil du temps, les inégalités en matière d'accès aux soins de santé reproductive, maternelle, néonatale et infantile se réduisent entre plus pauvres et plus riches (Wehrmeister et al., 2020). Mais si les inégalités absolues ont bel et bien diminué, ce n'est pas le cas des inégalités relatives, la mortalité infanto-juvénile étant toujours environ 2 fois plus élevée dans le premier quintile de richesse par rapport au cinquième quintile dans 137 LMICs en 2016 (Chao et al., 2016).

3. Calcul d'autres indicateurs de santé

Pour compléter notre analyse, nous avons choisi de prendre en compte trois autres indicateurs de santé sur lesquels l'épidémie de Covid-19 aurait pu avoir un impact. Ces indicateurs mesurent l'accès à certains services de santé et la qualité de ceux-ci. Nous avons privilégié des indicateurs relatifs à des soins de santé prenant place avant la naissance ou pendant l'accouchement, pour être sûr que ceux-ci soient correctement mesurés au moment de l'enquête, et se réfèrent à la situation proche de la pandémie. Cette sélection est importante car elle restreint le panel d'indicateurs que nous pouvons inclure dans notre étude. Par ailleurs, nous limitons notre analyse aux enfants âgés de 2 ans maximum au moment de l'enquête pour éviter que des événements plus anciens influencent les résultats. De cette manière, seuls les effets de la pandémie sont reflétés dans nos estimations. Par exemple, examiner la malnutrition chronique chez les enfants de moins de cinq ans n'est pas pertinent, car cette malnutrition dépend de facteurs qui sont antérieurs à la pandémie.

Il nous a été impossible de réaliser des estimations pour le Kenya car parmi les 7813 enfants de moins de 2 ans inclus dans notre base de données, aucun d'entre eux n'est né avant mars 2020 rendant la comparaison impossible.

Le premier indicateur, désigné par la variable « m2 », concerne le type de personne qui a pratiqué les soins prénataux sur la mère. Quatorze modalités de réponse sont possibles, chacune désignant un type de personne en particulier. Nous avons recodé la variable « m2 » de manière à obtenir seulement deux modalités de réponse différentes : soit les soins ont été prestés par du personnel de santé qualifié, soit ils ont été prestés par une personne non qualifiée. D'un pays à l'autre, la définition de « personnel qualifié » diffère et n'englobe donc pas toujours les mêmes prestataires de soins. Pour l'ensemble de notre échantillon, les médecins, infirmiers et sage-femmes sont toujours inclus parmi le personnel qualifié mais dans certains pays, le panel de prestataires est plus large. Les infirmiers et sage-femmes auxiliaires sont par exemple inclus au Cambodge, au Rwanda, en Inde et au Burkina Faso. D'autres types de prestataires supplémentaires, propres à certains pays, peuvent également être considérés. C'est le cas des « lady health officers » en Inde, professionnelles de santé qui supervisent les infirmiers et sage-femmes (Hagopian et al., 2012), ou bien des « clinical officers » au Kenya, cliniciens non-médecins qui opèrent surtout en milieu rural où l'accès à de véritables médecins est plus restreint (Mbindyo et al., 2013).

En raison de ces différences, il est nécessaire de procéder à un recodage spécifique de la variable pour chaque pays.

Nous faisons cette distinction car il est préférable que les soins prénataux aient été confiés à du personnel qualifié, l'OMS recommande même que ce soit une sage-femme, ou un groupe de sage-femmes, unique qui s'occupe de l'ensemble des soins prénataux, intra partum et postnataux d'une même femme enceinte (WHO, 2016).

Le deuxième indicateur, opérationnalisé via la variable « m3 », concerne le type de personne qui a aidé à l'accouchement. Comme pour l'indicateur précédent, nous avons recodé la variable pour faire une distinction uniquement entre l'aide fournie par du personnel de santé qualifié, et l'aide fournie par une personne non qualifiée, en prenant en compte les spécificités de chaque pays.

Le troisième indicateur, désigné par la variable « m14 », nous renseigne sur le nombre de consultations prénatales auxquelles la mère a assisté durant sa dernière grossesse. La réponse à cette question est égale au nombre de visites prénatales effectuées par la femme interrogée. Nous avons recodé la variable de façon à ne faire une distinction qu'entre les mères ayant assisté à moins de 4 visites et celles ayant pris part à 4 consultations ou plus. Nous avons décidé de faire cette distinction sur base des recommandations de L'Organisation mondiale de la Santé qui conseille aux femmes de se rendre à au moins 4 consultations prénatales (WHO, 2003).

Pour voir si la pandémie de Covid-19 a impacté l'accès à ces services de santé, il est nécessaire de séparer les naissances en deux groupes à l'aide de la variable « b3 » : celles ayant eu lieu avant mars 2020, c'est-à-dire celles dont la valeur pour la variable « b3 » est inférieur à 1443 (correspondant à mars 2020 en code CMC), et celles ayant eu lieu à partir de mars 2020, c'est-à-dire celles dont la valeur pour « b3 » est égale ou supérieur à 1443. Nous prenons le mois de mars 2020 comme référence car c'est à partir de celui-ci que les premières perturbations liées à l'épidémie se sont fait ressentir (vagues d'infections, mesures de distanciation, ...). Pour s'assurer que les résultats soient représentatifs au niveau national, nous avons procédé à la pondération de nos analyses. Ceci est nécessaire car certaines zones et certains sous-groupes sont sur-échantillonné ou sous-échantillonné, et il est donc nécessaire d'ajuster le poids de chaque observation pour correspondre à un échantillon représentatif au niveau national

(Croft et al., 2018). Ces différences de probabilités de sélection existent en raison du besoin de disposer de suffisamment de statistiques pour les plus petites strates mais celles-ci gagnent dès lors trop d'importance dans l'échantillon. Pour réaliser la pondération, nous appliquons à chaque observation le poids d'échantillonnage qui lui est associé. Celui-ci nous est donné par la variable « v005 ».

Ensuite, nous calculons pour chaque indicateur et dans chaque groupe la proportion d'enfants ayant bénéficié de la situation la plus favorable. Si cette proportion est significativement plus grande pour un des deux groupes, cela signifie que la pandémie de Covid-19 a eu un impact, positif ou négatif selon le groupe avantagé, sur l'accès aux soins considérés. On peut en effet attribuer des changements sur cette période aux effets de l'épidémie, car ces indicateurs changent normalement lentement avec le temps.

Chapitre 4 : Résultats

1. Estimation des taux de mortalité infanto-juvénile et infantile

En 2019, d'après les estimations annuelles issues des dernières EDS, les taux de mortalité infanto-juvénile des pays étudiés variaient entre 18‰ (CI à 95% : 9-27) au Cambodge et 72‰ (CI à 95% : 61-84) à Madagascar. Les 5 autres pays se trouvent entre ces deux extrêmes et affichent des taux très similaires entre eux : 41‰ (CI à 95% : 39-44) en Inde, 42‰ (CI à 95% : 34-50) au Kenya, 45‰ (CI à 95% : 35-54) en Mauritanie, 45‰ (CI à 95% : 35 - 56) au Rwanda et 46‰ (CI à 95% : 37-55) au Burkina Faso.

En 2020, c'est à nouveau au Cambodge que les taux restent les plus faibles, avec 9 décès avant l'âge de 5 ans pour 1000 enfants nés vivants (CI à 95% : 4-14), soit environ 2 fois moins qu'en 2019 et 2018. Cependant, les différences avec les taux de ces années ne sont pas statistiquement significatives, les intervalles de confiance pour les estimations se superposant entre eux, la mesure exacte de l'écart entre 2019 et 2020 est donc incertaine. À l'opposé, Madagascar affiche toujours la plus haute mortalité infanto-juvénile et celle-ci n'a presque pas bougé, étant égale à 70‰ (CI à 95% : 58–81).

Les estimations obtenues pour la Mauritanie (37‰ ; CI à 95% : 18 - 55), le Kenya (39‰ ; CI à 95% : 31-48), le Rwanda (39‰ ; CI à 95% : 18-61) et le Burkina Faso (40‰ ; CI à 95% : 31-49) sont semblables à celles obtenues les deux années précédentes.

L'Inde est le seul pays qui a connu une hausse, significative qui plus est, de la mortalité des moins de 5 ans entre les deux années examinées, avec des taux qui atteignent 49‰ en 2020 (CI à 95% : 45-53‰), contre 41‰ (CI à 95% : 39-44) en 2019 (figure 4). Cette évolution correspond à une hausse de 19% et semble témoigner d'une hausse qui s'écarter des variations annuelles attendues, car la mortalité des moins de 5 ans était similaire dans le pays entre 2018 et 2019.

On remarque des différences notables entre ces estimations et celles des rapports de l'UN Inter-agency Group for Child Mortality Estimation (UN IGME), groupe de référence en matière de production d'estimations de la mortalité des enfants. Les méthodes d'analyse et les sources de données mobilisées diffèrent entre notre travail et celui de l'UN IGME, et il est donc normal d'observer des différences. Notamment, l'UN IGME se base sur un modèle statistique intégrant une grande diversité de sources, alors que nous travaillons ici uniquement sur les

EDS. Davantage de détails sur la méthodologie employée par l'UN IGME peuvent être trouvés dans leurs différents rapports (UN IGME, 2021).

Au Burkina Faso, l'UN IGME estime le taux de mortalité infanto-juvénile à 88‰ (CI à 90% : 64-121) en 2019 et à 85‰ (CI à 95% : 60-123) en 2020. Ces taux sont significativement plus élevés que ceux que nous avons obtenus sur base de l'EDS et même environ deux fois plus grands. Cependant, aucun changement significatif de la mortalité infanto-juvénile n'a été détecté, peu importe la méthode, ni dans l'EDS, ni dans les prédictions de l'UN IGME.

Pour l'Inde et Madagascar, les estimations de la mortalité des moins de 5 ans produites par l'UN IGME sont cette fois significativement inférieures aux nôtres. D'après les estimations du groupe d'experts, la mortalité infanto-juvénile valait 34‰ (CI à 90% : 31-38) en 2019 et 33‰ (CI à 95% : 29-37) en 2020. En conséquence, il n'y aurait pas eu d'augmentation significative d'une année à l'autre, à l'inverse de ce que suggère les estimations sur base des EDS. À Madagascar, la mortalité infanto-juvénile a été estimée à 51‰ (CI à 90% : 40-54) en 2019 et à 50‰ (CI à 95% : 39-55) en 2020, soit environ 20 décès avant l'âge de 5 ans pour 1000 enfants nés vivants de moins que dans nos estimations. Cependant, quelle que soit la source des estimations, il n'y a pas de brusque changement entre les deux années examinées.

Pour les autres pays, il n'existe pas de différence significative entre les estimations mais nous pouvons tout de même signaler que les chiffres de l'UN IGME pour la Mauritanie sont bien plus élevés et avec de plus larges intervalles de confiance, que les nôtres : 73‰ (CI à 90% : 38-140) contre 45‰ (CI à 95% : 35 – 54) pour 2019 et 71‰ (CI à 95% : 34-144) contre 37‰ (CI à 95% : 18 – 55) pour 2020.

La Covid-19 semble donc ne pas avoir ralenti les progrès effectués dans les pays à faible et moyen revenu en matière de santé des enfants de moins de 5 ans, à l'exception peut-être de l'Inde, qui est le seul pays pour lequel nous obtenons des variations statistiquement significatives. Il faut donc rester prudent dans l'interprétation des variations observées dans les autres pays. On notera aussi que l'UN IGME ne suggère pas de hausse notable de la mortalité dans ces pays en raison de la COVID-19.

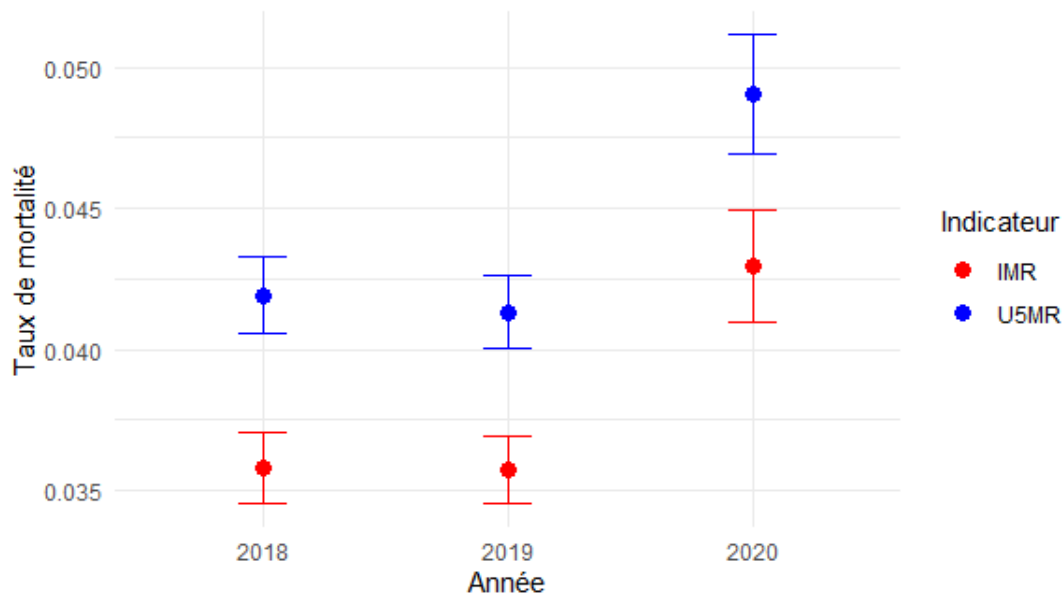
Tableau 3 : Estimations des taux de mortalité infanto-juvénile et infantile

	Mortalité infanto-juvénile (CI à 95%)			Mortalité infantile (CI à 95%)		
	2018	2019	2020	2018	2019	2020
Burkina Faso	49‰ (39 – 59)	46‰ (37 – 55)	40‰ (31 – 49)	28‰ (21 – 36)	31‰ (24 – 39)	27‰ (19 – 34)
Cambodge	19‰ (10 – 28)	18‰ (9 – 27)	9‰ (4 – 14)	13‰ (5 – 21)	13‰ (5 – 21)	6‰ (2 – 10)
Inde	42‰ (39 – 45)	41‰ (39 – 44)	49‰ (45 – 53)	36‰ (33 – 38)	36‰ (33 – 38)	43‰ (39 – 47)
Kenya	40‰ (32 – 48)	42‰ (34 – 50)	39‰ (31 – 48)	32‰ (25 – 39)	33‰ (26 – 40)	31‰ (23 – 40)
Madagascar	66‰ (54 – 77)	72‰ (61 – 84)	70‰ (58 – 81)	38‰ (29 – 47)	41‰ (32 – 49)	42‰ (34 – 51)
Mauritanie	38‰ (29 – 47)	45‰ (35 – 54)	37‰ (18 – 55)	31‰ (11 – 45)	37‰ (29 – 46)	28‰ (11 – 45)
Rwanda	42‰ (32 – 52)	45‰ (35 – 56)	39‰ (18 – 61)	33‰ (23 – 43)	36‰ (27 – 46)	26‰ (7 – 44)

Au niveau de la mortalité infantile, c'est au Cambodge qu'elle est la plus basse en 2019, où elle vaut 13‰ (CI à 95% : 5 – 21) et à Madagascar qu'elle est la plus forte, étant égale à 41‰ (CI : 32 – 49). Entre les deux se situent le Burkina Faso, le Kenya, l'Inde, le Rwanda et la Mauritanie. Ces 5 pays présentaient déjà des taux de mortalité infanto-juvénile similaires entre eux, il n'est donc pas étonnant de les retrouver encore très proches au niveau de la mortalité infantile, qui est un composant dominant de la mortalité à moins de cinq ans. On peut tout de même noter que si Madagascar affichait une mortalité infanto-juvénile bien plus élevé que les autres pays, ce n'est plus le cas pour la mortalité des moins d'un an où l'écart entre Madagascar et la Mauritanie, l'Inde et le Rwanda n'est que de 5‰ au maximum.

En 2020, il n'y a à nouveau qu'en Inde qu'une évolution statistiquement significative est à signaler. La mortalité des moins d'un an est en effet passée de 36‰ (CI à 95% : 33 – 38) à 43‰ (CI à 95% : 39 – 47), soit une hausse de 19% comme pour la mortalité des moins des 5 ans.

Figure 4 : Estimations des taux de mortalité infanto-juvénile et infantile en Inde



En 2020, le Cambodge est toujours le pays où les probabilités de mourir avant le premier anniversaire sont les plus faibles mais c'est désormais en Inde que la situation est la plus critique. Madagascar n'est pas très loin alors que les taux de mortalité infantile dans les 4 autres pays restent similaires entre eux.

Nous retrouvons de nouvelles différences significatives avec les rapports de l'UN IGME en considérant cette fois les décès à moins d'un an. Ces derniers ont estimé que la mortalité infantile au Burkina Faso s'élevait à 54‰ (CI à 90% : 44 – 68) en 2019 et à 53‰ (CI à 90% : 41 – 59) en 2020. Ces valeurs sont significativement plus élevées que les nôtres mais dans les deux cas, aucun changement significatif n'a été détecté dans le pays.

Pour le Cambodge, aucun changement significatif de la mortalité des moins de 1 an n'est à relever entre 2019 et 2020, peu importe la source des estimations. Toutefois, l'estimation du taux pour l'année 2020 de l'UN IGME, qui est de 22‰ (CI à 90% : 11 – 43) est significativement plus élevée que notre estimation, qui vaut 6‰ (CI à 95% : 2 – 10).

Si les estimations pour ces pays diffèrent, les observations sur base de celles-ci sont identiques : on ne peut pas affirmer que la Covid-19 a provoqué des modifications significatives des taux de mortalité infantile, à l'exception notable de l'Inde.

Ce résultat pour l'Inde est important, car il n'est pas reflété dans les statistiques de l'UN IGME. Selon leurs travaux, les risques de mourir avant 1 an sont passés de 28‰ (CI à 90% : 26 – 30)

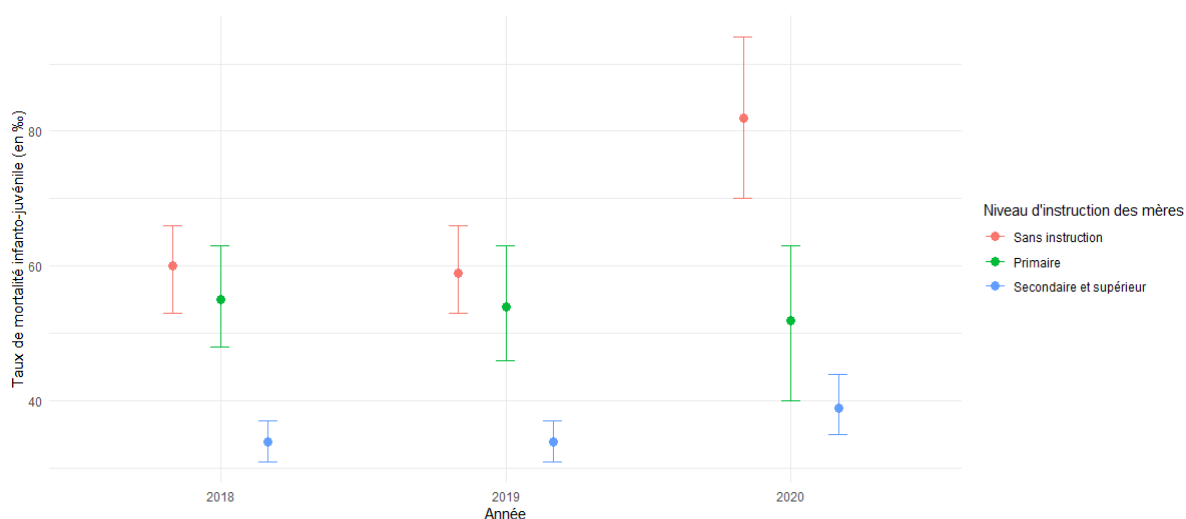
à 27‰ (CI à 90% : 24 – 30) entre 2019 et 2020. Il n’y aurait donc pas eu d’évolution significative, alors que selon les estimations sur base des dernières EDS, la mortalité infantile aurait augmenté de 19% dans le même laps de temps. Pour rappel, des constats différents pour l’Inde avaient déjà été observés à propos de la mortalité infanto-juvénile.

a. Résultats selon le niveau d’instruction des mères

Pour l’année 2019, les enfants dont les mères sont les plus éduquées sont toujours ceux qui font face au plus faible taux de mortalité infanto-juvénile, sauf au Cambodge. Cependant, cet avantage des familles au plus haut niveau d’instruction n’est significatif qu’en Inde et à Madagascar.

En Inde, la mortalité infanto-juvénile est égale à 34‰ (CI à 95% : 31 – 37) pour les individus associés au plus haut niveau d’éducation contre 54‰ (CI à 95% : 46 – 63) pour les enfants dont la mère a achevé ses études primaires et 59‰ (CI à 95% : 53 – 66) chez les mères sans instruction. Il n’existe donc pas de différence significative entre ces deux derniers groupes et les bénéfices de l’éducation sur la santé des moins de 5 ans ne sont donc visibles qu’à partir du diplôme du secondaire ou du supérieur.

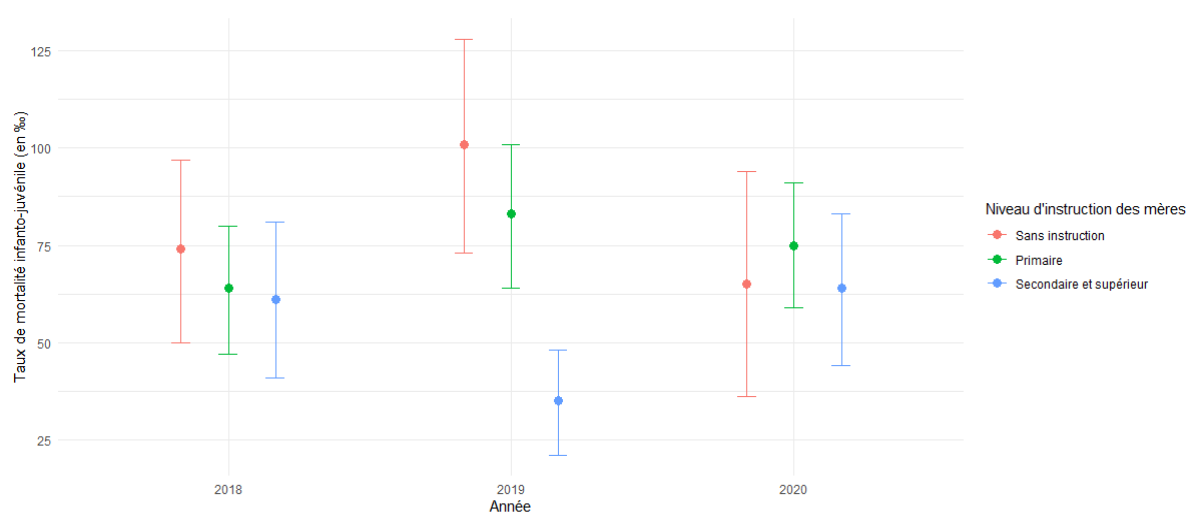
Figure 5 : Taux de mortalité infanto-juvénile selon le niveau d’instruction des mères en Inde



On retrouve un schéma semblable à Madagascar, où les probabilités de mourir des moins de 5 ans valent 35‰ (CI à 95% : 21 – 48) chez les enfants dont les mères sont les plus instruites,

83‰ (CI à 95% : 64 – 101) chez les enfants dont la mère a achevé ses études primaires et 101‰ (CI à 95% : 73 – 128) si la mère n’a pas suivi d’instruction. C’est donc à nouveau à partir du secondaire et du supérieur que les avantages de l’éducation en matière de mortalité infanto-juvénile se font ressentir.

Figure 6 : Taux de mortalité infanto-juvénile selon le niveau d’instruction des mères à Madagascar



Pour les autres pays, la mortalité des moins de 5 ans est comprise entre 44‰ (au Kenya) et 50‰ (au Cambodge et en Mauritanie) pour le niveau sans instruction, entre 13‰ (au Cambodge) et 53‰ (au Burkina Faso) pour le niveau primaire et entre 15‰ (au Cambodge) et 41‰ (au Burkina Faso) pour le niveau secondaire et supérieur.

Entre 2019 et 2020, il n’y a qu’en Inde où l’on trouve des changements significatifs. La mortalité infanto-juvénile a en effet significativement augmenté pour les enfants dont la mère est sans instruction, de 59‰ (CI à 95% : 53 – 66) en 2019 à 82‰ (CI à 95% : 70 – 94) en 2020. Cette évolution est d’autant plus remarquable qu’aucune variation significative n’avait eu lieu entre 2018 et 2019. Pour les mères disposant des deux autres niveaux d’éducation, aucune évolution significative n’est à signaler. Par ailleurs, les écarts entre les différents groupes sont modifiés. Désormais, les bénéfices de l’éducation se repèrent dès l’achèvement des études primaires. Pour les ménages appartenant à cette catégorie, les risques de mourir avant 5 ans s’élèvent à 52‰ (CI à 95% : 40 – 63) en 2020. La mortalité infanto-juvénile des enfants dont la mère a achevé ses études primaires est donc significativement plus faible que chez les

enfants dont la mère n'a pas d'instruction. En revanche, il n'existe plus d'avantage significatif chez les individus associés à la catégorie « secondaire et supérieur », où les taux valent 39‰ (CI à 95% : 35 – 44), par rapport aux individus associés au niveau « primaire ».

À Madagascar, la mortalité infanto-juvénile a grimpé jusqu'à 64‰ (CI à 95% : 44 – 83) en 2020 pour les enfants dont la mère a obtenu un diplôme du secondaire ou du supérieur. Cette hausse de presque 83% par rapport à l'année précédente n'est toutefois pas significative mais l'avantage que connaissait cette catégorie sur les autres n'est plus d'actualité en 2020. En effet, les taux sont égaux à 65‰ (CI à 95% : 36 – 94) et à 75‰ (CI à 95% : 59 – 91) respectivement dans les deux premières catégories. Malgré l'absence d'évolution statistiquement significative, les niveaux de mortalité infanto-juvénile se sont donc uniformisés, suffisamment pour estomper l'avantage des plus instruits. Cependant, il faut rester prudent vis-à-vis de ces fluctuations car si l'on compare les taux entre 2018 et 2019, on remarque également de brusques changements entre les deux années, qui pourraient donc plus tenir de variations liées à la taille de l'échantillon et au calcul d'estimations annuelles que de véritables évolutions. Seules 18 869 femmes ont été interrogées dans l'enquête à Madagascar.

Il est intéressant de noter que la situation est différente en Inde, où à la place d'une homogénéisation entre les niveaux d'éducation, l'écart s'est plutôt creusé entre les personnes sans instruction et celles ayant au moins achevé leurs études primaires. L'uniformisation des taux s'étant plutôt effectuée entre la catégorie « primaire » et celle « secondaire et supérieur ».

Dans les autres pays, on observe des changements très variables et les écarts d'une année à l'autre ou entre les niveaux d'éducation sont parfois très prononcés. Cependant, aucune de ces variations n'est significative et il n'est donc pas possible d'observer des modifications évidentes qu'aurait introduit la pandémie de Covid-19.

Tableau 4 : Estimations des taux de mortalité infanto-juvénile selon le niveau d’instruction des mères

	Cambodge	Kenya	Inde	Burkina Faso	Madagascar	Mauritanie	Rwanda
Niveau d’éducation – 2018							
Sans instruction	56‰ (0 – 109)	41‰ (25 – 56)	60‰ (53 – 66)	51‰ (39 – 62)	74‰ (50 – 97)	39‰ (22 – 56)	78‰ (36 – 118)
Primaire	18‰ (0 – 30)	50‰ (37 – 63)	55‰ (48 – 63)	56‰ (26 – 86)	64‰ (47 – 80)	42‰ (29 – 56)	40‰ (28 – 52)
Secondaire et supérieur	10‰ (0 – 18)	31‰ (20 – 41)	34‰ (31 – 37)	32‰ (14 – 50)	61‰ (41 – 81)	31‰ (10 – 52)	31‰ (10 – 51)
Niveau d’éducation – 2019							
Sans instruction	50‰ (3 – 94)	44‰ (25 – 62)	59‰ (53 – 66)	46‰ (34 – 57)	101‰ (73 – 128)	50‰ (33 – 66)	46‰ (15 – 77)
Primaire	13‰ (4 – 22)	51‰ (37 – 64)	54‰ (46 – 63)	53‰ (29 – 76)	83‰ (64 – 101)	46‰ (30 – 60)	51‰ (37 – 65)
Secondaire et supérieur	15‰ (0 – 28)	34‰ (23 – 45)	34‰ (31 – 37)	41‰ (19 – 62)	35‰ (21 – 48)	31‰ (13 – 48)	31‰ (14 – 47)
Niveau d’éducation – 2020							
Sans instruction	4‰ (0 – 11)	35‰ (22 – 49)	82‰ (70 – 94)	44‰ (32 – 56)	65‰ (36 – 94)	56‰ (10 – 99)	16‰ (0 – 46)
Primaire	14‰ (4 – 23)	43‰ (30 – 55)	52‰ (40 – 63)	38‰ (11 – 64)	75‰ (59 – 91)	23‰ (5 – 40)	53‰ (18 – 86)
Secondaire et supérieur	6‰ (0 – 12)	37‰ (23 – 50)	39‰ (35 – 44)	27‰ (9 – 44)	64‰ (44 – 83)	38‰ (0 – 75)	21‰ (0 – 44)

Vis-à-vis de la mortalité infantile, il n’y a à nouveau qu’en Inde et à Madagascar qu’on observe des écarts significatifs entre les niveaux d’éducation.

En Inde pour l’année 2019, les probabilités de mourir avant l’âge de 1 an sont égales à 49‰ (CI à 95% : 43 – 55) pour les enfants dont la mère n’a aucun diplôme et à 49‰ (CI à 95% : 40 – 57) également en possession d’un diplôme de primaire. Ces niveaux sont significativement plus élevés que chez les enfants dont la mère a achevé ses études secondaires ou du supérieur. Pour cette dernière catégorie, la mortalité infantile vaut 30‰ (CI : 28 – 33). On retrouve donc, comme pour la mortalité infanto-juvénile, un avantage significatif pour les familles les plus instruites. Les similitudes ne s’arrêtent d’ailleurs pas là car ce sont à nouveau les ménages les moins instruits qui ont été les plus touchés par la Covid-19. Les probabilités de mourir avant 1 an qui leur sont associées ont en effet atteint 69‰ (CI à 95% : 58 – 81) en 2020. Dans le même temps, les taux de mortalité infantile n’ont pas significativement évolué pour les ménages dont la mère a achevé ses études primaires ou au moins secondaires, et l’écart entre ces groupes n’est plus significatif.

Les estimations de la mortalité infantile confirment ce que l’on a observé en Inde sur base des estimations de la mortalité infanto-juvénile : la Covid-19 aurait surtout affecté les foyers sans instruction, ce qui aurait contribué à creuser les inégalités, selon le niveau d’éducation, vis-à-vis de la santé des enfants. Aucune variation significative n’a été observée pour le pays entre 2018 et 2019 et la pandémie semble donc avoir eu un vrai impact.

À Madagascar, pour l'année 2019, c'est également dans les ménages où la mère a achevé au moins ses études secondaires que les risques de mourir avant 1 an sont les plus bas, étant égaux à 23‰ (CI à 95% : 12 – 34). C'est significativement plus bas par rapport aux ménages associés au niveau « primaire » mais pas par rapport aux ménages sans instruction, les taux de mortalité infantile étant égaux à 51‰ (CI à 95% : 36 – 66) chez les premiers et à 46‰ (CI à 95% : 27 – 64) chez les seconds. On remarque qu'en 2020, les taux s'harmonisent entre les différents niveaux d'instruction, effaçant le désavantage précédemment significatif des ménages dans lesquels la mère possède un diplôme des études primaires.

Ceci est cohérent avec nos observations précédentes sur la mortalité infanto-juvénile à Madagascar mais en regardant les estimations pour 2018, il semble que les fortes variations d'une année à l'autre ne soient pas rares pour Madagascar. Ceci nous empêche donc de trop se prononcer sur la véracité de ces changements.

Dans les autres pays, la répartition entre les groupes est plus floue et il n'y a surtout pas de différences significatives. À nouveau, notre résultat principal concerne donc ici la situation en Inde, sans doute en raison de la plus grande taille de l'échantillon de l'enquête, et d'un effet plus marqué de la pandémie sur la mortalité des enfants.

Tableau 5 : Estimations des taux de mortalité infantile selon le niveau d'instruction des mères

	Cambodge	Kenya	Inde	Burkina Faso	Madagascar	Mauritanie	Rwanda
Niveau d'éducation – 2018							
Sans instruction	42‰ (0 – 94)	31‰ (17 – 45)	49‰ (43 – 55)	27‰ (19 – 36)	39‰ (23 – 55)	33‰ (16 – 49)	62‰ (23 – 99)
Primaires	13‰ (3 – 23)	39‰ (27 – 51)	49‰ (41 – 56)	42‰ (13 – 69)	36‰ (24 – 49)	36‰ (23 – 49)	32‰ (21 – 44)
Secondaires et supérieur	6‰ (2 – 13)	27‰ (17 – 37)	30‰ (27 – 33)	25‰ (9 – 41)	40‰ (24 – 56)	14‰ (5 – 22)	23‰ (4 – 41)
Niveau d'éducation – 2019							
Sans instruction	42‰ (0 – 85)	33‰ (18 – 48)	49‰ (43 – 55)	31‰ (22 – 41)	46‰ (27 – 64)	43‰ (27 – 59)	36‰ (7 – 64)
Primaires	5‰ (0 – 10)	40‰ (28 – 52)	49‰ (40 – 57)	38‰ (19 – 58)	51‰ (36 – 66)	37‰ (23 – 50)	40‰ (27 – 53)
Secondaires et supérieur	13‰ (0 – 25)	28‰ (18 – 38)	30‰ (28 – 33)	26‰ (9 – 43)	23‰ (12 – 34)	26‰ (10 – 42)	28‰ (12 – 44)
Niveau d'éducation – 2020							
Sans instruction	4‰ (0 – 11)	27‰ (14 – 39)	69‰ (58 – 81)	29‰ (19 – 38)	34‰ (16 – 52)	54‰ (9 – 97)	16‰ (0 – 46)
Primaires	11‰ (2 – 20)	31‰ (20 – 41)	47‰ (36 – 57)	29‰ (4 – 53)	43‰ (30 – 55)	17‰ (1 – 33)	35‰ (5 – 64)
Secondaires et supérieur	3‰ (0 – 6)	33‰ (20 – 46)	35‰ (31 – 40)	18‰ (6 – 30)	47‰ (31 – 63)	17‰ (0 – 44)	13‰ (0 – 29)

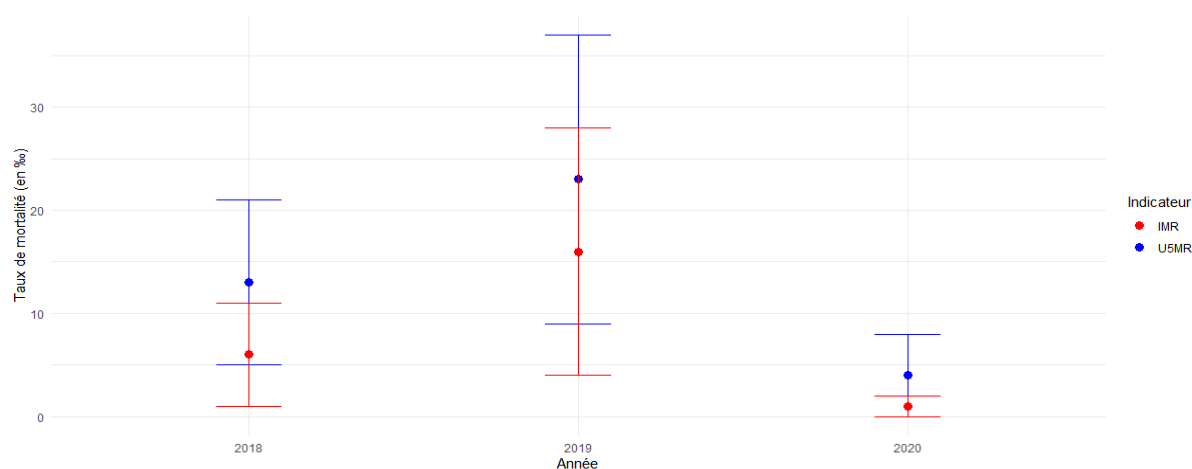
b. Résultats selon le sexe de l'enfant

Avant la pandémie, les taux de mortalité des garçons et des filles de moins de 5 ans étaient sensiblement les mêmes dans les pays considérés ici. En dehors du Cambodge, la différence entre sexes est égale ou inférieure à 5‰ pour tous les pays, et ce à chaque fois en faveur des filles. Le Cambodge constitue donc la seule exception, puisque c'est le seul pays dans lequel ce sont les garçons qui survivent le plus : 13 (CI à 95% : 4 – 22) décès pour 1000 individus contre 23 (CI à 95% : 9 – 37) pour les filles. Cet écart n'est toutefois pas significatif et si l'on regarde les taux pour l'année 2018, on remarque que le taux associé aux filles était plus faible de 13‰. Les différences semblent donc être davantage la conséquence de la taille de l'échantillon (19 496 femmes interrogées pour l'enquête au Cambodge contre 747 176 pour l'Inde) et du calcul des variations annuelles plutôt que de l'existence d'une véritable inégalité entre sexe vis-à-vis de la mortalité infanto-juvénile.

Qu'en est-il alors pour l'année 2020 ? C'est à nouveau au Cambodge que l'on retrouve les évolutions les plus notables. Si pour les jeunes garçons de moins de 5 ans, la mortalité est restée identique, les chiffres ont largement chuté pour les filles et on estime désormais à 4‰ (CI à 95% : 0 – 9) le taux de mortalité infanto-juvénile pour ce groupe. Ce brusque changement est d'ailleurs statistiquement significatif quand on compare 2019 à 2020. Mais le très faible niveau de mortalité pour les filles pose question.

En Inde, le taux de mortalité infanto-juvénile avait significativement augmenté pour les deux sexes confondus. En examinant les évolutions par sexe, on observe des hausses de 16% et 23‰ pour les garçons et les filles respectivement. Cependant, ces augmentations ne sont pas significatives et on ne peut dès lors pas attribuer la hausse globale de la mortalité des moins de 5 ans à une augmentation des risques de décès disproportionnée chez les garçons ou les filles en particulier.

Figure 7 : Estimations des taux de mortalité infanto-juvénile et infantile chez les filles au Cambodge



Dans les autres pays, de légères variations ont eu lieu mais aucune d'entre elles ne se révèle significative. On note tout de même une tendance à la baisse pour les deux sexes mais des progrès plus importants chez les filles : -5‰ à Madagascar, -7‰ au Rwanda et au Burkina Faso et -10‰ en Mauritanie alors que dans le même temps, les taux ont diminué de maximum 5‰ chez les garçons dans ces pays. Il n'y a qu'au Kenya où les gains ont été plus importants chez les garçons (-4‰) que chez les filles (-1‰).

Si cette tendance à la baisse plus rapide de la mortalité infanto-juvénile des filles est à confirmer à l'avenir, cette observation est néanmoins cohérente avec les résultats de précédentes recherches. Entre 1990 et 2021, il a en effet été démontré que les taux de mortalité infanto-juvéniles ont décliné plus rapidement pour les filles que pour les garçons, au niveau mondial et dans la majorité des pays (Chao et al., 2023).

Tableau 6 : Estimations des taux de mortalité infanto-juvénile selon le sexe

	Mortalité infanto-juvénile des garçons (CI à 95%)			Mortalité infanto-juvénile des filles (CI à 95%)		
	2018	2019	2020	2018	2019	2020
Burkina Faso	60‰ (43 – 76)	48‰ (35 – 61)	48‰ (35 – 61)	38‰ (26 – 50)	44‰ (31 – 57)	37‰ (25 – 49)
Cambodge	26‰ (10 – 42)	13‰ (4 – 22)	14‰ (5 – 23)	13‰ (5 – 21)	23‰ (9 – 37)	4‰ (0 – 9)
Inde	46‰ (42 – 50)	43‰ (40 – 47)	50‰ (44 – 55)	37‰ (34 – 41)	39‰ (36 – 43)	48‰ (42 – 55)
Kenya	48‰ (35 – 60)	44‰ (33 – 55)	40‰ (27 – 54)	32‰ (23 – 41)	39‰ (28 – 50)	38‰ (27 – 49)
Madagascar	74‰ (57 – 91)	74‰ (58 – 90)	74‰ (58 – 90)	57‰ (43 – 70)	70‰ (54 – 86)	65‰ (49 – 80)
Mauritanie	45‰ (32 – 58)	47‰ (33 – 61)	42‰ (13 – 61)	32‰ (20 – 43)	42‰ (28 – 57)	32‰ (9 – 54)
Rwanda	43‰ (28 – 58)	48‰ (32 – 64)	43‰ (15 – 70)	41‰ (27 – 57)	42‰ (29 – 56)	35‰ (2 – 68)

Il n’existait pas non plus de différence significative entre les probabilités de mourir avant 1 an des garçons et des filles avant la pandémie, et il n’y a qu’au Cambodge que des perturbations notables sont visibles en 2020. En effet, la mortalité infantile au Cambodge a significativement diminué pour les filles, descendant jusqu’à seulement 1‰ (CI à 95% : 0 – 2), sans qu’il n’y ait de réelle variation chez les garçons pour qui le taux est égal à 12‰ (CI à 95% : 3 – 20). En conséquence, les risques de mourir avant 1 an des Cambodgiennes en 2020, sont significativement plus faibles par rapport à leurs homologues masculins pour la même année mais aussi par rapport aux Cambodgiennes de moins d’1 an de 2019. Mais là encore, les taux sont tellement faibles qu’ils sont improbables et laissent peut-être voir un problème de qualité des données.

Tableau 7 : Estimations des taux de mortalité infantile selon le sexe

	Mortalité infantile des garçons (CI à 95%)			Mortalité infantile des filles (CI à 95%)		
	2018	2019	2020	2018	2019	2020
Burkina Faso	36‰ (24 – 48)	32‰ (21 – 43)	30‰ (20 – 40)	20‰ (12 – 28)	31‰ (19 – 42)	23‰ (13 – 33)
Cambodge	21‰ (5 – 36)	10‰ (2 – 18)	12‰ (3 – 20)	6‰ (1 – 11)	16‰ (4 – 29)	1‰ (0 – 2)
Inde	40‰ (36 – 43)	38‰ (34 – 41)	44‰ (39 – 50)	32‰ (28 – 35)	34‰ (30 – 37)	41‰ (36 – 47)
Kenya	39‰ (28 – 51)	35‰ (25 – 44)	30‰ (17 – 42)	25‰ (17 – 33)	31‰ (21 – 41)	33‰ (22 – 43)
Madagascar	47‰ (33 – 60)	46‰ (33 – 59)	42‰ (29 – 55)	29‰ (20 – 39)	35‰ (24 – 47)	42‰ (30 – 55)
Mauritanie	35‰ (24 – 46)	38‰ (25 – 51)	36‰ (8 – 63)	26‰ (15 – 37)	37‰ (25 – 49)	21‰ (2 – 40)
Rwanda	34‰ (21 – 48)	42‰ (27 – 57)	23‰ (3 – 43)	32‰ (19 – 45)	30‰ (19 – 42)	28‰ (0 – 58)

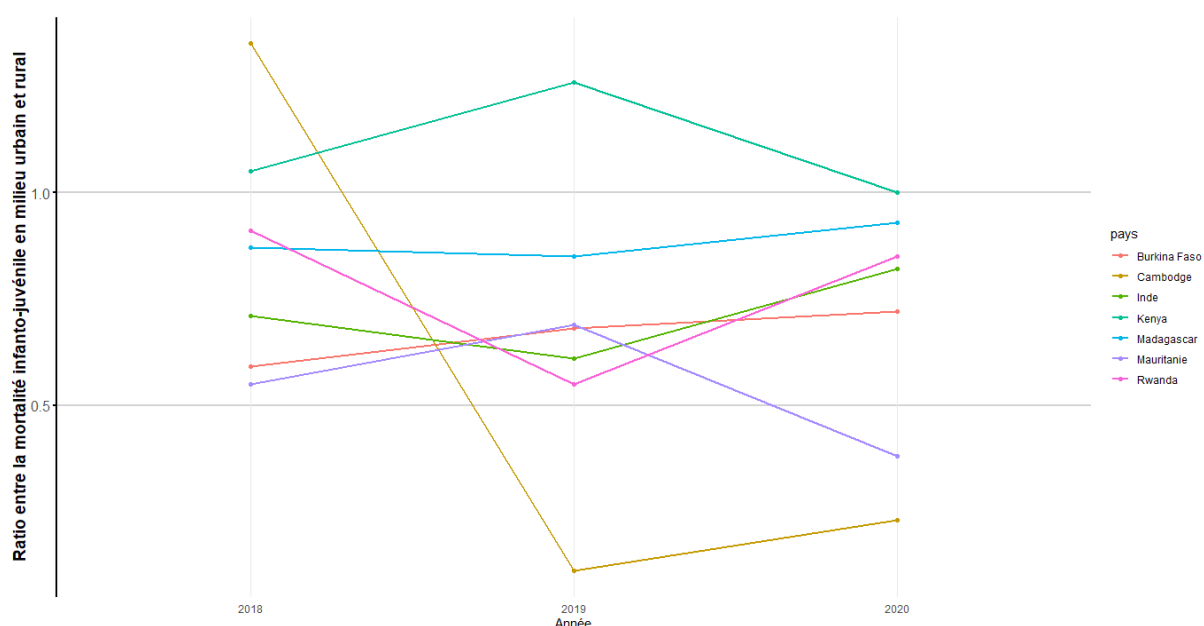
Finalement, dans les autres pays, aucun changement significatif n’est à signaler et nous n’observons une baisse plus prononcée de la mortalité infantile chez les filles qu’au Burkina Faso et en Mauritanie. En Inde, comme on l’a vu avant cinq ans, l’augmentation des taux en valeur absolue avant un an est sensiblement la même pour les garçons (+6‰) que pour les filles (+7‰) et les taux restent similaires. Au Kenya et au Rwanda, les taux entre les sexes se sont croisés et ce sont désormais les garçons qui font face à de plus faibles probabilités de

mourir avant 1 an. Mais aucune de ces variations n'est suffisamment importante pour établir un clair impact de la pandémie sur les inégalités entre sexes.

c. Résultats selon le milieu de résidence

Dans notre échantillon et avant la pandémie, les enfants vivant en milieu urbain avaient une probabilité de mourir avant leurs 5 ans plus faible que leurs homologues vivant en milieu rural, et ce pour tous les pays à l'exception du Kenya. Par rapport au taux en milieu urbain, la mortalité infanto-juvénile en milieu rural est de 1.17 fois (à Madagascar) à 1.81 fois (au Rwanda) plus élevée en 2019.

Figure 8 : Évolution du ratio entre mortalité infanto-juvénile en milieu urbain et en milieu rural



À l'inverse, au Kenya, la mortalité des moins de 5 ans est 1.26 fois plus élevée dans le milieu urbain que dans le milieu rural. L'écart n'est toutefois pas significatif, et calculés sur les 5 dernières années avant l'enquête, les taux entre les deux milieux sont sensiblement les mêmes : 41‰ (CI à 95% : 32-49) en milieu urbain et 41‰ (CI à 95% : 37-46) en milieu rural. Le Kenya est également le seul pays dans lequel la mortalité infantile est plus élevée en milieu

urbain qu'en milieu rural mais à nouveau, les taux estimés sur les 5 dernières années avant l'enquête montrent surtout que les taux de mortalité infantile sont similaires entre : 32‰ (CI à 95% : 29-36) en milieu rural et 33‰ (CI à 95% : 25-40) en milieu urbain.

La différence entre les milieux n'est statistiquement significative qu'en Inde et au Cambodge. Dans le cas du Cambodge, le taux de mortalité infanto-juvénile est 9.33 fois plus élevé en milieu rural qu'en milieu urbain, 28‰ (CI à 95% : 15 – 42) contre 3‰ (CI à 95% : 0 – 10).

Tableau 8 : Estimations des taux de mortalité infanto-juvénile selon le milieu de résidence

	Mortalité infanto-juvénile en milieu urbain (CI à 95%)			Mortalité infanto-juvénile en milieu rural (CI à 95%)		
	2018	2019	2020	2018	2019	2020
Burkina Faso	32‰ (16 – 49)	34‰ (19 – 48)	31‰ (17 – 44)	54‰ (43 – 65)	50‰ (38 – 61)	43‰ (32 – 55)
Cambodge	23‰ (4 – 40)	3‰ (0 – 10)	3‰ (0 – 7)	17‰ (8 – 26)	28‰ (15 – 42)	13‰ (5 – 21)
Inde	32‰ (26 – 39)	28‰ (33 – 33)	42‰ (33 – 51)	45‰ (43 – 48)	46‰ (43 – 49)	51‰ (47 – 56)
Kenya	41‰ (27 – 56)	48‰ (32 – 63)	39‰ (21 – 57)	39‰ (31 – 48)	38‰ (29 – 47)	39‰ (31 – 48)
Madagascar	58‰ (39 – 78)	63‰ (39 – 85)	65‰ (35 – 93)	67‰ (54 – 80)	74‰ (61 – 87)	70‰ (58 – 83)
Mauritanie	26‰ (14 – 38)	35‰ (23 – 48)	26‰ (9 – 44)	47‰ (35 – 60)	51‰ (36 – 65)	68‰ (18 – 115)
Rwanda	39‰ (0 – 64)	27‰ (4 – 50)	35‰ (0 – 70)	43‰ (0 – 54)	49‰ (37 – 61)	41‰ (14 – 66)

En 2020, au Cambodge, le taux de mortalité infanto-juvénile en milieu urbain n'a pas bougé mais a été divisé par plus de 2 en milieu rural, atteignant les 13‰ (CI à 95% : 5 – 21) et atténuant ainsi l'écart entre les milieux de résidence. Bien que celui-ci reste très élevé, cet écart n'est plus significatif en raison des incertitudes qui entourent les estimations annuelles. C'est aussi au Cambodge que l'on observe la plus forte inégalité entre milieux urbains et ruraux concernant la mortalité infantile. Dans les villes, la mortalité des moins de 1 an est égale à seulement 3‰ (CI à 95% : 0 – 10) alors qu'elle vaut 20‰ (CI à 95% : 7 – 32) dans les campagnes, soit 6.67 fois plus. Toutefois, et contrairement à ce que l'on a repéré pour la mortalité des moins des 5 ans, l'écart n'est ici pas significatif. En 2020, la mortalité infantile au Cambodge a été divisée par 3 en milieu urbain et par 2 en milieu rural. Ceci participe à creuser les inégalités entre les deux milieux de résidence, qui présentent désormais des taux significativement différents. Nous estimons en effet la mortalité des moins d'un an à 1‰ (CI à 95% : 0 – 2) en milieu urbain et à 10‰ (CI à 95% : 3 – 17) en milieu rural. Il faut toutefois rester prudent avec ces estimations annuelles détaillées par milieu de résidence.

En Inde, la mortalité infanto-juvénile est estimée à 28‰ (CI à 95% : 33 – 33) en milieu urbain, soit 1.64 fois moins qu'en milieu rural où le taux vaut 46‰ (CI à 95% : 43 – 49) mais cette

différence entre les milieux s'est réduite en 2020 en Inde, au point de ne plus être significative. Cette perte de significativité pourrait être la conséquence d'un bond plus important de la mortalité infanto-juvénile en milieu urbain (+14‰) qu'en milieu rural (+5‰). Le ratio entre les deux milieux ne vaut dès lors plus que 1.21. Durant la première vague qui a frappé l'Inde, ce sont essentiellement les établissements de santé situés dans le milieu urbain qui ont enregistré une augmentation des décès (Jha et al., 2022) et nos estimations vont dans ce sens. Toujours en Inde, les risques de mourir avant 1 an ont significativement augmenté dans les villes entre 2019 et 2020, passant de 23‰ (CI à 95% : 18 – 27) à 36‰ (CI à 95% : 28 – 44) tandis que la hausse est plus contenue dans les campagnes, de 40‰ (CI à 95% : 38 – 43) à 45‰ (CI à 95% : 41 – 50). L'avantage qui existait dans le milieu urbain n'est donc plus significatif et la surmortalité infantile semble également avoir été plus forte dans les villes que dans les campagnes. Cela est illustré par le changement du ratio de surmortalité rurale : il était de 1.74 en 2019 et de 1.25 en 2020.

À Madagascar, au Rwanda, au Burkina Faso et au Kenya, nous observons aussi un rapprochement entre les taux des différents milieux de résidence, bien qu'aucun de ces changements ne soient significatifs. Ce rapprochement est soit provoqué par une diminution des taux en milieu rural couplé à une augmentation en milieu urbain (pour Madagascar et le Rwanda), soit par une diminution plus forte en milieu rural qu'en milieu urbain (valable au Burkina Faso), soit par une forte baisse de la mortalité des moins de 5 ans en milieu urbain et la stagnation du taux en milieu rural (visible au Kenya).

En Mauritanie, les estimations indiquent que la mortalité des moins de 5 ans a augmenté de 33% en milieu rural tout en diminuant de 25% en milieu urbain. La mortalité infanto-juvénile serait donc 2.6 fois plus élevée en milieu rural qu'en milieu urbain en 2020 mais l'étendue des intervalles de confiance est bien trop importante pour pouvoir considérer cet écart comme significatif. En considérant des intervalles de confiance à 95%, la valeur du taux de mortalité infantile est comprise entre 9‰ et 44‰ en milieu urbain et entre 18‰ et 115‰ en milieu rural.

Dans le reste de notre échantillon, la différence entre les niveaux de résidence est contenue entre 5‰ et 14‰ mais cette différence n'est significative dans aucun pays.

Aucune variation significative n'est à mentionner dans les autres pays et les évolutions sont souvent identiques à celles de la mortalité infanto-juvénile. Au Kenya, à Madagascar et au Rwanda, les taux de mortalité entre les milieux de résidence ont convergé tandis qu'au Burkina Faso, le rapport relatif entre les milieux est resté identique (1.22 en faveur du milieu urbain pour 2019 et 2020). En Mauritanie, les probabilités de mourir avant 1 an sont désormais environ 3 fois plus élevées en milieu rural qu'en milieu urbain mais à nouveau l'ampleur des intervalles de confiance (entre 2 et 32 pour le milieu urbain et 11 et 107 pour le milieu rural) est trop importante pour pouvoir tirer une vraie tendance.

À nouveau, c'est donc en Inde uniquement que nous pouvons tirer des conclusions robustes.

Tableau 9 : Estimations des taux de mortalité infantile selon le milieu de résidence

	Mortalité infantile en milieu urbain (CI à 95%)			Mortalité infantile en milieu rural (CI à 95%)		
	2018	2019	2020	2018	2019	2020
Burkina Faso	26‰ (10 – 41)	27‰ (13 – 41)	23‰ (11 – 34)	29‰ (21 – 38)	33‰ (23 – 42)	28‰ (19 – 38)
Cambodge	14‰ (0 – 31)	3‰ (0 – 10)	1‰ (0 – 2)	13‰ (5 – 21)	20‰ (7 – 32)	10‰ (3 – 17)
Inde	29‰ (22 – 35)	23‰ (18 – 27)	36‰ (28 – 44)	38‰ (36 – 41)	40‰ (38 – 43)	45‰ (41 – 50)
Kenya	33‰ (20 – 46)	36‰ (23 – 49)	32‰ (14 – 49)	32‰ (24 – 40)	31‰ (23 – 40)	32‰ (23 – 39)
Madagascar	47‰ (29 – 65)	46‰ (25 – 66)	45‰ (26 – 64)	37‰ (27 – 46)	40‰ (30 – 49)	42‰ (32 – 51)
Mauritanie	19‰ (10 – 28)	29‰ (18 – 40)	18‰ (2 – 32)	39‰ (27 – 51)	43‰ (31 – 56)	60‰ (11 – 107)
Rwanda	34‰ (9 – 58)	27‰ (4 – 50)	25‰ (0 – 53)	33‰ (22 – 43)	38‰ (28 – 49)	26‰ (32 – 60)

d. Résultats selon l'indice de richesse du ménage

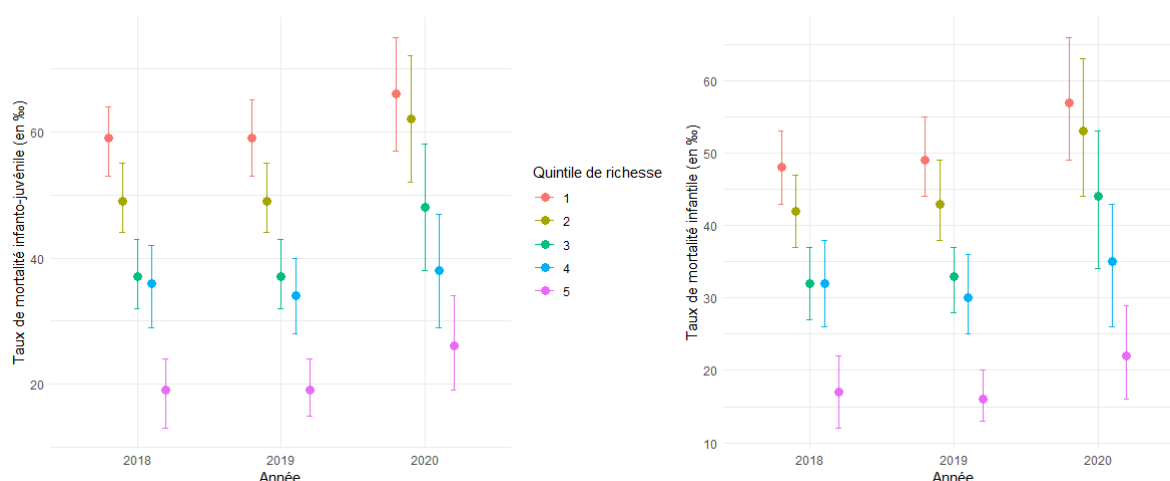
En 2019 et pour l'ensemble de notre échantillon, c'est à chaque fois dans les familles qui possèdent le plus haut niveau de richesse que les risques de mourir avant l'âge de 5 ans sont les plus bas.

L'Inde est le pays dans lequel les différences entre les quintiles de richesse calculés sur une base annuelle sont parfois significatives. La mortalité infanto-juvénile dans le quintile le plus riche est estimée à 19‰ (CI à 95% : 15 – 24), ce qui est significativement plus faible que dans les quintiles inférieurs. Les probabilités de mourir avant 1 an des quintiles 3 (37‰ ; CI à 95% : 32 – 43) et 4 (34‰ ; CI à 95% : 28 – 40) sont significativement plus faibles que dans les deux quintiles où les ménages sont les plus pauvres. Ces relations entre quintiles sont identiques à celles observées pour l'année 2018 mais différentes de celles pour 2020. Avec l'arrivée de la Covid-19, les rapports entre les différents niveaux de richesse ont évolué. On estime désormais à 26‰ (CI à 95% : 19 – 34) le taux de mortalité infanto-juvénile du quintile le plus

riche. C'est toujours significativement plus faible que dans les trois premiers quintiles mais cela ne l'est plus par rapport au 4^{ème}. La mortalité des moins de 5 ans est estimée à 48‰ (CI à 95% : 38 – 58) pour le 3^{ème} quintile et il n'y a plus d'avantage significatif pour ce niveau par rapport aux deux premiers.

Pour la mortalité infantile en Inde, nous avons des écarts significatifs impliquant les mêmes quintiles en 2019. C'est-à-dire que les probabilités de mourir avant 1 an sont significativement plus basses dans le dernier quintile que dans les quatre précédents, et que ces probabilités sont significativement plus faibles dans les 3^{ème} et 4^{ème} quintiles que dans les deux premiers. En 2020, on retrouve des évolutions similaires à celles détectées pour la mortalité des moins de 5 ans. Aucune variation significative entre 2019 et 2020 pour un même quintile n'est à déclarer mais il y a quand même eu des changements dans les rapports entre niveaux de richesse. Il n'existe plus de différence significative entre les 4^{ème} et 5^{ème} quintiles, qui affichent des taux de mortalité infantile de respectivement 35‰ (CI à 95% : 26 – 43) et 22‰ (CI à 95% : 16 – 29). Toutefois, la mortalité des moins de 1 an reste significativement plus faible dans ces quintiles que dans les trois précédents.

Figure 9 : Taux de mortalité infanto-juvénile et infantile selon le quintile de richesse en Inde



À Madagascar, on estime à 48‰ (CI à 95% : 24 – 72) le taux de mortalité des moins de 5 ans dans le 5^{ème} quintile de richesse. C'est significativement plus faible que le taux du 2^{ème} quintile pour lequel l'indicateur est égal à 104‰ (CI à 95% : 74 – 133). Au Rwanda, les risques de mourir avant 5 ans sont significativement plus grand chez les plus pauvres par rapport aux

plus riches. Nous estimons ces risques à 73‰ (CI à 95% : 45 – 99) pour les premiers contre 15‰ (CI à 95% : 2 – 29) pour les seconds. Au Burkina Faso, la mortalité infanto-juvénile est estimée à 29‰ (CI à 95% : 13 – 44) dans le 4^{ème} quintile et est donc significativement plus faible que dans le 2^{ème} quintile pour lequel les risques de mourir avant 1 an sont évalués à 74‰ (CI à 95% : 46 – 100).

Ces différences significatives à Madagascar, au Rwanda et au Burkina Faso ont disparu en 2020 et on retourne à la même situation qu’en 2018, où aucune différence significative n’existait entre aucun quintile dans les deux pays. Il n’y a pourtant pas eu d’évolution significative entre 2019 et 2020 pour aucun des quintiles des deux pays mais la diminution de la mortalité infanto-juvénile dans les 2^{ème} quintiles (-33%) à Madagascar et au Burkina Faso (-26%), et l’augmentation du taux dans le 5^{ème} quintile (+140%) au Rwanda ont probablement restreint les inégalités entre les niveaux de richesse. Qu’une telle augmentation soit non significative peut s’expliquer car notre enquête comprend seulement 30 820 enfants, dont 5314 au 5^{ème} quintile de richesse au Rwanda.

Tableau 10 : Estimations des taux de mortalité infanto-juvénile selon l’indice de richesse

	Burkina Faso	Cambodge	Inde	Kenya	Madagascar	Mauritanie	Rwanda
Quintile de richesse – 2018							
1	64‰ (40 – 88)	23‰ (88 – 37)	59‰ (53 – 64)	48‰ (32 – 63)	70‰ (47 – 93)	56‰ (27 – 83)	66‰ (38 – 93)
2	44‰ (27 – 61)	15‰ (0 – 35)	49‰ (44 – 55)	32‰ (18 – 45)	82‰ (53 – 109)	35‰ (18 – 51)	36‰ (15 – 56)
3	49‰ (26 – 71)	19‰ (1 – 35)	37‰ (32 – 43)	38‰ (20 – 55)	62‰ (38 – 84)	56‰ (34 – 76)	47‰ (19 – 75)
4	51‰ (31 – 72)	19‰ (3 – 36)	36‰ (29 – 42)	46‰ (27 – 66)	61‰ (32 – 89)	19‰ (7 – 31)	30‰ (12 – 48)
5	33‰ (12 – 54)	20‰ (53 – 64)	19‰ (13 – 24)	35‰ (16 – 54)	45‰ (25 – 63)	25‰ (3 – 46)	28‰ (10 – 45)
Quintile de richesse – 2019							
1	43‰ (24 – 63)	15‰ (2 – 27)	59‰ (53 – 65)	41‰ (28 – 55)	84‰ (62 – 106)	49‰ (28 – 70)	73‰ (45 – 99)
2	74‰ (46 – 100)	28‰ (0 – 55)	49‰ (44 – 55)	46‰ (29 – 63)	104‰ (74 – 133)	43‰ (16 – 69)	50‰ (26 – 73)
3	52‰ (32 – 72)	21‰ (3 – 38)	37‰ (32 – 43)	42‰ (22 – 62)	55‰ (34 – 76)	55‰ (30 – 78)	31‰ (10 – 51)
4	29‰ (13 – 44)	26‰ (0 – 52)	34‰ (28 – 40)	41‰ (21 – 60)	57‰ (29 – 84)	50‰ (24 – 75)	48‰ (19 – 76)
5	28‰ (9 – 46)	5‰ (0 – 15)	19‰ (15 – 24)	40‰ (21 – 60)	48‰ (24 – 72)	18‰ (2 – 34)	15‰ (2 – 29)
Quintile de richesse – 2020							
1	51‰ (30 – 72)	9‰ (1 – 18)	66‰ (57 – 75)	41‰ (28 – 54)	85‰ (59 – 111)	125‰ (11 – 226)	57‰ (7 – 105)
2	55‰ (31 – 78)	21‰ (1 – 40)	62‰ (52 – 72)	47‰ (29 – 66)	70‰ (46 – 93)	30‰ (0 – 58)	48‰ (0 – 111)
3	31‰ (15 – 46)	2‰ (1 – 4)	48‰ (38 – 58)	32‰ (15 – 48)	60‰ (37 – 81)	23‰ (0 – 49)	/
4	37‰ (17 – 57)	8‰ (0 – 19)	38‰ (29 – 47)	47‰ (17 – 76)	78‰ (50 – 106)	34‰ (0 – 67)	55‰ (0 – 121)
5	24‰ (8 – 40)	5‰ (0 – 13)	26‰ (19 – 34)	30‰ (13 – 47)	49‰ (23 – 74)	19‰ (0 – 43)	36‰ (0 – 71)

Vis-à-vis de la mortalité infantile, on observe une stabilité des estimations à Madagascar et au Rwanda entre 2018 et 2020, où il n’y a aucun changement significatif et aucune différence significative entre les niveaux de richesse. Au Burkina Faso, on observe que les probabilités de mourir avant 1 an sont significativement plus faibles dans le 4^{ème} quintile de richesse que dans

le 2^{ème} en 2019 mais en 2020, cette relation n'est plus vraie. On estime que les taux de mortalité infantile sont de 29‰ (CI à 95% : 11 – 48) dans le 4^{ème} quintile et de 35‰ (CI à 95% : 16 – 53) dans le 2^{ème}.

Au Cambodge, au Kenya et en Mauritanie, aucune différence significative en matière de mortalité infanto-juvénile n'apparaît dans les estimations calculées sur une base annuelle. Au Cambodge et en Mauritanie, il semble y avoir une « cassure » entre les 4 premiers quintiles et le cinquième. Dans le premier cas, on passe à des taux compris entre 15‰ (CI à 95% : 2 – 27) et 28‰ (CI à 95% : 0 – 55), à 5‰ (CI à 95% : 0 – 15) et dans le deuxième cas, on passe d'entre 43‰ (CI à 95% : 16 – 69) et 55‰ (CI à 95% : 30 – 78) à 18‰ (CI à 95% : 2 – 34). Au Kenya, les taux sont très homogènes entre les quintiles et l'écart maximum est de 6‰ en faveur du 5^{ème} quintile sur le 2^{ème}.

Tableau 11 : Estimations des taux de mortalité infantile selon l'indice de richesse

	Burkina Faso	Cambodge	Inde	Kenya	Madagascar	Mauritanie	Rwanda
Quintile de richesse – 2018							
1	40‰ (20 – 61)	18‰ (6 – 27)	48‰ (43 – 53)	35‰ (20 – 49)	36‰ (19 – 52)	50‰ (22 – 77)	49‰ (24 – 74)
2	23‰ (10 – 35)	10‰ (0 – 27)	42‰ (37 – 47)	28‰ (15 – 40)	44‰ (24 – 63)	32‰ (15 – 48)	26‰ (8 – 45)
3	25‰ (11 – 38)	19‰ (1 – 35)	32‰ (27 – 37)	36‰ (18 – 53)	34‰ (17 – 51)	38‰ (21 – 55)	41‰ (13 – 67)
4	25‰ (12 – 38)	43‰ (0 – 32)	32‰ (26 – 38)	38‰ (19 – 56)	42‰ (17 – 66)	17‰ (5 – 28)	29‰ (11 – 47)
5	30‰ (9 – 51)	16‰ (0 – 47)	17‰ (12 – 22)	25‰ (9 – 41)	35‰ (18 – 52)	12‰ (0 – 23)	17‰ (3 – 31)
Quintile de richesse – 2019							
1	29‰ (14 – 43)	7‰ (0 – 16)	49‰ (44 – 55)	33‰ (21 – 45)	37‰ (23 – 51)	39‰ (20 – 57)	49‰ (25 – 73)
2	55‰ (31 – 79)	18‰ (0 – 43)	43‰ (38 – 49)	40‰ (23 – 56)	60‰ (35 – 84)	35‰ (14 – 56)	50‰ (26 – 73)
3	32‰ (16 – 48)	18‰ (0 – 34)	33‰ (28 – 37)	32‰ (14 – 50)	33‰ (15 – 51)	55‰ (30 – 78)	24‰ (6 – 42)
4	15‰ (5 – 26)	26‰ (0 – 52)	30‰ (25 – 36)	31‰ (15 – 47)	29‰ (11 – 46)	35‰ (15 – 55)	37‰ (10 – 63)
5	24‰ (6 – 42)	/	16‰ (13 – 20)	31‰ (15 – 47)	44‰ (20 – 67)	18‰ (2 – 34)	15‰ (2 – 29)
Quintile de richesse – 2020							
1	33‰ (16 – 50)	9‰ (1 – 18)	57‰ (49 – 66)	34‰ (22 – 46)	41‰ (22 – 59)	125‰ (11 – 226)	57‰ (7 – 105)
2	35‰ (16 – 53)	17‰ (0 – 35)	53‰ (44 – 63)	30‰ (14 – 46)	32‰ (16 – 47)	6‰ (0 – 16)	27‰ (0 – 76)
3	21‰ (8 – 33)	/	44‰ (34 – 53)	29‰ (13 – 44)	40‰ (21 – 57)	17‰ (0 – 37)	/
4	29‰ (11 – 48)	/	35‰ (26 – 43)	38‰ (9 – 66)	67‰ (40 – 93)	34‰ (0 – 67)	32‰ (0 – 91)
5	14‰ (4 – 25)	5‰ (0 – 13)	22‰ (16 – 29)	26‰ (10 – 41)	36‰ (15 – 57)	2‰ (0 – 4)	14‰ (0 – 34)

Pour ces quatre pays, aucune variation significative n'a eu lieu entre 2019 et 2020. Si le 5^{ème} quintile est toujours celui dans lequel la mortalité infanto-juvénile est la plus faible, l'avantage sur les niveaux de richesse inférieurs n'est jamais significatif. Concernant les taux de mortalité infantile, il n'y a pas non plus de différences significatives, entre 2019 et 2020 ou entre les différents quintiles de richesse au Cambodge et au Kenya. En Mauritanie en revanche, la mortalité infantile dans le 5^{ème} quintile vaut 2‰ (CI à 95% : 0 – 4) et est donc significativement plus basse que dans le 1^{er} quintile où l'indicateur est estimé à 125‰ (CI à 95% : 11 – 226). Les

intervalles de confiance pour cette dernière valeur sont extrêmement larges, l'intervalle supérieur étant 20 fois plus élevé que l'intervalle inférieur.

Pour le Cambodge, nous n'avons pas d'intervalles de confiance particulièrement larges mais nous n'obtenons pas d'estimations pour les 3^{ème} et 4^{ème} quintiles. Dans ceux-ci, nous enregistrons respectivement 1451 et 1560 enfants de moins de 5 ans, pour 255 et 274 décès d'enfants de moins de 5 ans.

2. Autres indicateurs de santé

La section précédente a mis en évidence des hausses de mortalité notables en Inde, et une stabilité des niveaux de mortalité dans les autres pays. Nous allons chercher ici à confirmer ces résultats par un examen des niveaux de couverture des soins autour de la petite enfance.

a. Aide à l'accouchement par du personnel qualifié

Le seul pays pour lequel nous observons un changement significatif au cours du temps dans la part des accouchements assistés par du personnel qualifié est la Mauritanie. Parmi les accouchements ayant eu lieu avant mars 2020, 63.7% (CI à 95% : 60.6 – 66.9) d'entre eux ont été assistés par du personnel qualifié alors qu'après mars 2020, cet indicateur monte à 97.0% (CI à 95% : 94.5 – 99.5). Bien que significatif, cet écart doit être interprété avec recul car notre base de données pour la Mauritanie ne contient que 275 enfants nés après mars 2020, contre 4283 enfants nés avant mars 2020 et âgés de moins de 2 ans. Il serait nécessaire d'avoir un plus grand échantillon d'enfants nés après mars 2020 pour réellement savoir si la pandémie a modifié l'accès à du personnel qualifié pour l'accouchement. Par ailleurs, cette hausse ne va pas dans le sens attendu.

Dans les autres pays, il semblerait que la Covid-19 n'ait heureusement pas impacté significativement l'accès à ce type de soin. Au Burkina Faso, au Cambodge, au Rwanda et en Inde, plus de 90% des femmes ont pu être assistées par du personnel qualifié lors de leur dernier accouchement, qu'il ait eu lieu avant ou après mars 2020. Madagascar est à la traîne avec moins de la moitié des accouchements pour lesquels l'assistance d'un médecin, d'un infirmier ou d'une sage-femme a été enregistré : 48.7% (CI à 95% : 45.1 – 52.3) avant mars 2020 et 46.1% (CI à 95% : 43.1 – 49.1) après.

L'accès à du personnel qualifié lors de l'accouchement ne semble pas avoir été bousculé par la Covid-19. Nous n'enregistrons aucune baisse significative pour aucun pays de notre échantillon et pour la Mauritanie, où on enregistre une hausse significative, la petite taille de l'échantillon nous oblige pour l'instant à ne pas considérer cette hausse comme tangible. Des études ultérieures permettront sans doute de confirmer ou non que la pandémie ait facilité l'accès à ce type de soin.

b. Consultations prénatales

Au Burkina Faso, en Inde et au Rwanda, la proportion de femmes ayant bénéficié d'au moins 4 consultations prénatales durant leur dernière grossesse est sensiblement la même entre les périodes pré-Covid-19 et post-Covid-19, mais les valeurs sont à nouveau très différentes entre les pays. Au Burkina Faso, elles sont environ 70% à y avoir eu droit, plus précisément 70.5% (CI à 95% : CI 67.1 – 73.9) avant mars 2020 et 72.4% (CI à 95% : CI 70.6 – 74.3) après. En Inde, 56.4% (CI à 95% : CI 55.7 – 57.1) des femmes dont le dernier accouchement a eu lieu avant mars 2020 ont eu au moins accès à 4 consultations prénatales et 55.4% (CI à 95% : CI 54.1 – 56.7) y ont eu accès après. Au Rwanda, ce sont moins de la moitié des femmes, 47.2% (CI à 95% : CI 44.9 – 49.5) et 46.1% (CI à 95% : CI 46.1 – 53.5) qui ont bénéficié du nombre requis d'examens prénataux avant et après mars 2020 respectivement.

Les valeurs observées au Rwanda sont similaires à celles que l'on observe en Mauritanie, où la proportion de femmes ayant suivi les recommandations de l'OMS en matière de consultations prénatales est de 46.2% (CI à 95% : CI 38.5 – 53.9) pour les naissances ayant eu lieu après mars 2020. C'est une augmentation par rapport à la période sans épidémie où le même indicateur était égal à 38.1% (CI à 95% : CI 35.8 – 40.4), mais celle-ci n'est pas significative.

Au Cambodge et à Madagascar, on note une diminution statistiquement significative de la part de grossesses pendant lesquelles au moins 4 consultations prénatales ont été effectuées, à partir de mars 2020. Au Cambodge, les taux sont passés de 91.7% (95% CI 88.9 – 94.5) à 85.0% (95% CI 83.3 – 86.7) et à Madagascar, ils sont passés de 62.1% (95% CI 58.9 – 65.3) à 56.0% (95% CI 53.4 – 58.7).

Il y aurait donc eu significativement moins de femmes ayant bénéficié du nombre conseillé de consultations prénatales au Cambodge et à Madagascar mais la part de ces consultations qui ont été assistées par du personnel qualifié n'a pas significativement évolué. À Madagascar, on estime à 89.6% (CI à 95% : 87.7 – 91.5) et à 86.2% (CI à 95% : 84.3 – 88.2) la part de consultations pour lesquelles un professionnel de santé qualifié a été mobilisé avant et après mars 2020 respectivement. Au Cambodge, nos estimations sont identiques entre les deux périodes : 98.7%.

En Mauritanie et en Inde, la proportion de consultations prénatales assistées par du personnel qualifié a significativement augmenté entre les périodes pré-Covid-19 et post-Covid-19. Dans le premier cas, on est passé de 81.6% (CI à 95% : 79.2 – 84.0) à 97.5% (CI à 95% : 95.4 – 99.6) mais les précautions par rapport à la taille de l'échantillon sont également d'application ici. En Inde, 87.4% (CI à 95% : 86.6 – 88.1) des consultations ayant eu lieu après 2020 ont été prestées par du personnel qualifié contre 84.8% (CI à 95% : 84.3 – 85.2) avant mars 2020.

Au Burkina Faso et au Rwanda, nous n'observons pas de changement significatif entre les périodes et nos estimations indiquent que plus de 95% des femmes ont eu accès à du personnel qualifié lors de leurs consultations prénatales, qu'elles aient eu lieu avant ou après mars 2020.

À partir de l'apparition de la Covid-19, le Cambodge et Madagascar ont connu une baisse significative de la part de femmes enceintes ayant eu droit au nombre minimum conseillé de consultations prénatales durant la grossesse. Il semblerait que la pandémie ait donc provoqué des disruptions vis-à-vis de l'accès à ce type de soins, bien que dans le même temps, nous n'ayons pas constaté de baisse significative de l'accès à du personnel qualifié pour les consultations dans ces pays. En Inde, l'accès au nombre de consultations prénatales recommandé n'a pas été significativement perturbé et l'assistance par du personnel qualifié a même pu être assurée pour une plus grosse proportion de grossesses. La hausse de cet indicateur reste tout de même mesurée mais il sera intéressant de réviser celui-ci dans le futur pour voir si cette augmentation se confirme dans le temps ou si on retrouve les valeurs précédant la pandémie. Nous ne pouvons pas, avec ce résultat, expliquer la hausse de la mortalité des enfants observée précédemment.

Chapitre 5 : Discussion

Au début de la pandémie de Covid-19, l'inquiétude à propos de l'impact de celle-ci sur la santé et la mortalité des enfants de moins de 5 ans était grande dans les pays à faible et moyen revenu (Roberton et al., 2020 ; Gupta et al., 2020 ; Osendarp et al., 2020). Il était attendu que l'épidémie entraîne de nombreuses perturbations dans l'accès à différents soins de santé maternelle, néonatale et infantile tout en accentuant des problèmes, sanitaires ou non, déjà présents dans ces pays comme la forte prévalence de la malnutrition ou du VIH, ou encore de la fragilité financière et économique des populations.

La gestion de la crise a également été source de pessimisme. Malgré l'initiative COVAX, il a été difficile pour de nombreux pays à faible et moyen revenu de se procurer suffisamment de doses de vaccins contre la Covid-19, à cause notamment des manœuvres réalisées par certains pays pour contourner les règles établies par cette initiative COVAX. De plus, l'application de mesures de distanciation sociale n'a pas toujours été opportune, globalement la situation n'a pas semblé être sous contrôle et des conséquences désastreuses étaient envisagées.

Toutefois, sur base de notre recherche effectuée à l'aide des données provenant des enquêtes EDS, nous estimons que les craintes soulevées par la pandémie de Covid-19, vis-à-vis de la santé et de la mortalité des enfants de moins de 5 ans, ne se sont pas réalisées dans la majorité des pays que nous avons examinés. Cette absence de surmortalité cadre par ailleurs avec les estimations de l'UN IGME. L'Inde est le seul pays pour lequel nous avons détecté une augmentation significative des taux de mortalité infanto-juvénile et infantile, entre 2019 et 2020. Dans les autres pays, aucun changement significatif n'a été observé et il semblerait donc que l'épidémie n'ait pas freiné les progrès effectués ces dernières années en matière de santé des enfants.

L'absence d'augmentation significative de la mortalité des moins de 5 ans au Cambodge et à Madagascar est par ailleurs remarquable car dans ces pays, on note une diminution significative de la part de grossesses pendant lesquelles 4 consultations prénatales ont été effectuées. Cette déconnection entre couverture de soins et mortalité est observée en Inde, mais dans le sens opposé, la part des consultations prénatales assistées par du personnel qualifié a significativement augmenté en Inde mais cela n'a pas empêché le pays d'être fortement touché par la Covid-19. Maintenir l'accès aux différents services de santé

maternelle, néonatale et infantile était considéré comme un axe important pour éviter que la pandémie de Covid-19 ait des effets très néfastes sur la santé. Nos estimations ne montrent pour l'instant pas de liens évidents entre ces paramètres sur base de données d'enquêtes.

En examinant les taux selon l'éducation de la mère, nous avons repéré qu'en Inde, ce sont les ménages dans lesquels la mère n'a pas suivi d'instruction qui ont été les plus touchés par la pandémie. La mortalité infanto-juvénile et infantile a significativement augmenté pour eux, exacerbant la relation inverse entre éducation de la mère et mortalité des moins de 5 ans. À Madagascar en revanche, l'avantage significatif qui existait en faveur des ménages les plus éduqués sur ceux qui le sont moins a disparu en 2020. Ceci laisse penser qu'à Madagascar, ce serait plutôt les foyers les plus éduqués qui auraient été le plus touchés par la pandémie. Cependant, cette observation demande confirmation car les taux de mortalité infanto-juvénile et infantile n'ont pas significativement évolué pour aucun niveau d'éducation à Madagascar, entre 2019 et 2020. De plus, nous avons détecté des changements annuels abruptes des estimations les années précédant l'arrivée de la Covid-19 dans ce pays.

Au niveau des différences entre les sexes, on remarque que globalement, les taux de mortalité des filles de moins de 5 ans ont diminué plus fortement que ceux des garçons dans la majorité de notre échantillon. On a même détecté une baisse significative de la mortalité infanto-juvénile et infantile entre 2019 et 2020 chez les Cambodgiennes. Il serait cependant trop précipité d'affirmer que les filles ont été moins atteintes par la pandémie et ses conséquences car des progrès plus rapides chez elles que chez les garçons sont observables depuis 1990 et ne sont donc pas la conséquence de la crise sanitaire (Chao et al., 2023).

Le bénéfice significatif du milieu urbain sur le milieu rural semble lui s'être amoindri avec l'arrivée de la Covid-19. En dehors de la Mauritanie et du Rwanda (où les estimations indiquent que les taux sont égaux dans les deux milieux), on observe un rapprochement des taux de mortalité des enfants de moins de 5 ans entre les deux milieux dans tous les pays étudiés. Il a été démontré en Inde que les villes avaient été davantage touchées au début de l'épidémie (Jha et al., 2022) et il se pourrait que ce phénomène soit valable dans d'autres pays.

Quant aux inégalités par rapport aux différents niveaux de richesse, nous avons détecté peu de variations significatives et il est dès lors compliqué d'observer des tendances claires. Il est tout de même intéressant de noter que les différences significatives qui existaient entre l'un

des deux quintiles les plus riches par rapport à l'un des deux quintiles les plus pauvres en 2019 à Madagascar, au Rwanda et au Burkina Faso, ont toutes disparu en 2020. Il se pourrait que les inégalités en matière de mortalité des moins de 5 ans se soient donc atténuées avec l'arrivée de la Covid-19.

Toutes ces observations sont toutefois à confirmer à l'avenir car les enquêtes EDS, mis à part celle pour l'Inde, restent basées sur des échantillons limités qui ne permettent pas bien d'identifier des changements abrupts annuels de mortalité. Disposer d'un plus grand échantillon pour les autres pays ne signifie évidemment pas que des variations significatives seraient forcément observées, mais de plus petits intervalles de confiance nous permettraient de lever les doutes et de pouvoir confirmer, ou non, que la pandémie de Covid-19 n'a pas provoqué une augmentation significative de la mortalité infanto-juvénile et infantile dans les pays à faible et moyen revenu. Il serait donc utile de réaliser à nouveau ces analyses, sur les pays inclus dans ce mémoire mais aussi sur d'autres pays que nous n'avons pas examinés, pour voir si avec davantage de données, nous obtiendrions les mêmes résultats. Le manque de données de qualité s'est notamment fait ressentir pour le Cambodge, le Kenya et la Mauritanie. Pour ces pays, nous n'avons pas toujours pu calculer les estimations souhaitées en raison d'échantillons trop petits pour certains sous-ensembles de la population, ou bien nous avons obtenu des résultats très peu fiables en raison de larges intervalles de confiance ou d'estimations basées sur de trop petits nombres, voire entachées d'erreurs de déclaration.

Au-delà des enquêtes EDS, la pandémie de Covid-19 a mis en évidence les besoins en matière de collecte et de production de statistiques plus fiables dans les pays à faible et moyen revenu. Les très grandes différences qui existent entre les chiffres officiels et les différentes estimations (entre lesquelles nous observons également de fortes différences) illustrent l'ampleur de ces besoins. Alors que la pandémie de Covid-19 n'est plus considérée comme une urgence sanitaire mondiale et semble derrière nous, nous ne connaissons toujours pas l'impact réel de la crise sur la mortalité des enfants de moins de 5 ans dans les pays à faible et moyen revenu.

Conclusion

Ces dernières décennies, de gros progrès ont été réalisés vis-à-vis de la santé et de la mortalité des enfants de moins de 5 ans dans les pays à faible et moyen revenu. Cependant, il subsiste encore du chemin à parcourir pour que ces pays affichent des niveaux de mortalité infanto-juvénile et infantile similaires à ceux des pays à haut revenu. Depuis 2000 et les 8 objectifs du développement adoptés par l'ONU, la santé des enfants est même devenue un enjeu global et des objectifs chiffrés sont désormais mis en place pour mesurer les progrès et mettre en évidence les efforts à fournir. Les derniers objectifs en date, fixés à l'horizon 2030 par l'ONU dans le cadre des « objectifs de développement durable », ne sont pas en voie d'être atteints par tous les pays et l'arrivée de la pandémie de Covid-19 ne pousse pas à l'optimisme.

Entre la réduction de l'accès à de nombreux services de santé, les perturbations économiques, la distribution inégale des vaccins, la précarisation des populations, la prévalence de nombreuses autres maladies, la mise en place de mesures de confinement peu efficaces, ... les motifs d'inquiétudes étaient nombreux et les prédictions indiquaient que la mortalité des moins de 5 ans allait fortement augmenter à la suite de la pandémie de Covid-19 et ses effets.

Le manque de données fiables sur le nombre officiel d'infections et de décès confirmés dus à la pandémie nous empêche de connaître les implications réelles de la crise sanitaire dans les LMICs. Pour mesurer au mieux l'impact de la pandémie sur la santé des moins de 5 ans dans ces pays, il est nécessaire de faire appel à diverses méthodes.

Sur base de données provenant des enquêtes EDS menées dans 7 pays à faible et moyen revenu (Burkina Faso, Cambodge, Inde, Kenya, Madagascar, Mauritanie, Rwanda), nous avons produit des estimations des taux de mortalité infanto-juvénile et infantile en 2019 et 2020 pour tenter de voir si la pandémie de Covid-19 avait bel et bien provoqué une augmentation des taux de mortalité dans les LMICs. Nous n'avons détecté une hausse significative qu'en Inde alors que dans le reste de notre échantillon, aucune variation significative, positive ou négative, n'a été observée. Cette augmentation qui a eu lieu en Inde pourrait être le résultat d'une mortalité des moins de 5 ans aggravée dans les foyers où la mère n'a pas suivi d'instruction. En observant différents sous-ensembles dans l'ensemble de notre échantillon, on observe également que la pandémie aurait davantage touché le milieu urbain et qu'aucun sexe en particulier n'a été impacté plus que l'autre. Dans certains pays, les ménages les plus

riches ont perdu leur avantage significatif sur les ménages plus pauvres en matière de santé des enfants de moins de 5 ans.

Trois services de santé différents ont également été examinés : l'assistance à l'accouchement par du personnel qualifié, l'assistance aux consultations prénatales par du personnel qualifié et la participation à au moins 4 consultations prénatales pendant la grossesse. Nos analyses montrent qu'au Cambodge et à Madagascar, la part de grossesses pendant lesquelles 4 consultations prénatales ont été effectuées a significativement diminué après le début de l'épidémie tandis que dans le même temps en Inde, la part des consultations prénatales assistées par du personnel qualifié a significativement augmenté.

Ces résultats sont donc plutôt rassurants car nous avons observé une hausse significative des taux de mortalité infanto-juvénile et infantile uniquement dans un seul pays de notre échantillon. De plus, les pays dans lesquels nous avons détecté une baisse significative de certains services de santé ne sont pas associés à une augmentation de la mortalité des moins de 5 ans. Les analyses sur l'Inde méritent d'être poursuivies, notamment parce que nos résultats suggèrent que les enfants ont fait face à une surmortalité qui n'a pas été bien mesurée par l'UN IGME.

À l'avenir, davantage de données seront sans doute disponibles et des études ultérieures seront les bienvenues pour mobiliser ces nouvelles données et ainsi donner des estimations plus fiables sur l'impact réel qu'a eu la pandémie de Covid-19 sur les taux de mortalité des enfants de moins de 5 ans.

Bibliographie

Abate, S. M., Chekole, Y. A., Estifanos, M. B., Abate, K. H., & Kabthymmer, R. H. (2021). *Prevalence and outcomes of malnutrition among hospitalized COVID-19 patients: A systematic review and meta-analysis*. Clinical Nutrition Espen, 43, 174-183.

Abdallahi, E., Bollahi, M.-A., Ahmedou Salem Sidina, M. S., Deida, J., Parola, P., Basco, L., Bara, A., Moukah, M., & Ould Mohamed Salem El Boukhary, A. (2020). *Retrospective overview of a COVID-19 outbreak in Mauritania*. New Microbes and New Infections, Volume 38 Number C.

Aboudramane, G., Kone, B., & Ouaro, S. (2020). *Mathematical Model of the Spread of the Coronavirus Disease 2019 (COVID-19) in Burkina Faso*. Applied Mathematics, 11, 1204-1218.

Aburto, J. M., Schöley, J., Kashnitsky, I., Zhang, L., Rahal, C., Missov, T. I., Mills, M. C., Dowd, J. B., & Kashyap, R. (2022). *Quantifying impacts of the COVID-19 pandemic through life-expectancy losses: A population-level study of 29 countries*. International Journal of Epidemiology, 51(1), 63-74.

Adamu, A. A., Jalo, R. I., Habonimana, D., & Wiysonge, C. S. (2020). *COVID-19 and routine childhood immunization in Africa: Leveraging systems thinking and implementation science to improve immunization system performance*. International Journal of Infectious Diseases, 98, 161-165.

Ahmed, M., Zehaf, S., El Alem, M., Elbara, A., Ely Mahmoud, M., Mohamed Abdellahi, M., & Heukelbach, J. (2021). *COVID-19 outbreak in Mauritania: Epidemiology and health system response*. Journal of Infection in Developing Countries.

Ahmed, T., Rahman, A. E., Amole, T. G., Galadanci, H., Matjila, M., Soma-Pillay, P., Gillespie, B. M., El Arifeen, S., & Anumba, D. O. C. (2021b). *The effect of COVID-19 on maternal newborn and child health (MNCH) services in Bangladesh, Nigeria and South Africa: Call*

for a contextualised pandemic response in LMICs. International Journal for Equity in Health, 20(1), 77.

Ahmed, T., Roberton, T., Vergeer, P., Hansen, P. M., Peters, M. A., Ofosu, A. A., Mwansambo, C., Nzelu, C., Wesseh, C. S., Smart, F., Alfred, J. P., Diabate, M., Baye, M., Yansane, M. L., Wendrad, N., Mohamud, N. A., Mbaka, P., Yuma, S., Ndiaye, Y., & Shapira, G. (2022). *Healthcare utilization and maternal and child mortality during the COVID-19 pandemic in 18 low- and middle-income countries: An interrupted time-series analysis with mathematical modeling of administrative data. PLoS Medicine, 19(8), e1004070.*

Ahoya, B., Kavle, J. A., Kiige, L., Gathi, C., Samburu, B., Maina, L., Ramirez, L., Wambu, R., & Codjia, P. (2023). *How COVID-19 affected food systems, health service delivery and maternal and infant nutrition practices: Implications for moving forward in Kenya. Maternal & Child Nutrition, 19(2), e13466.*

Alcendor, D. J. (2020). *Racial Disparities-Associated COVID-19 Mortality among Minority Populations in the US. Journal of Clinical Medicine, 9(8), 2442.*

Amouzou, A., Maïga, A., Faye, C. M., Chakwera, S., Melesse, D. Y., Mutua, M. K., Thiam, S., Abdoulaye, I. B., Afagbedzi, S. K., Ag Iknane, A., Ake-Tano, O. S., Akinyemi, J. O., Alegana, V., Alhassan, Y., Sam, A. E., Atweam, D. K., Bajaria, S., Bawo, L., Berthé, M., ... Boerma, T. (2022). *Health service utilisation during the COVID-19 pandemic in sub-Saharan Africa in 2020: A multicountry empirical assessment with a focus on maternal, newborn and child health services. BMJ Global Health, 7(5), e008069.*

Anjorin, A. A., Abioye, A. I., Asowata, O. E., Soipe, A., Kazeem, M. I., Adesanya, I. O., Raji, M. A., Adesanya, M., Oke, F. A., Lawal, F. J., Kasali, B. A., & Omotayo, M. O. (2021). *Comorbidities and the COVID-19 pandemic dynamics in Africa. Tropical Medicine & International Health: TM & IH, 26(1), 2-13.*

Augusto, O., Roberton, T., Fernandes, Q., Chicumbe, S., Manhiça, I., Tembe, S., Wagenaar, B. H., Anselmi, L., Wakefield, J., & Sherr, K. (2023). *Early effects of COVID-19 on maternal and child health service disruption in Mozambique. Frontiers in Public Health, 11.*

Awasthi, S., Campbell, H., Dela Cruz, C. S., Graham, H. R., Greenslade, L., Jehan, F., & Zar, H. J. (2021). *What Does Severe Acute Respiratory Syndrome Coronavirus 2 Mean for Global Pneumonia Prevention, Diagnosis, and Treatment?* *Chest*, 159(2), 486-488.

Ayala, A., Villalobos Dintrans, P., Elorrieta, F., Castillo, C., Vargas, C., & Maddaleno, M. (2021). *Identification of COVID-19 Waves: Considerations for Research and Policy*. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(21), 11058.

Balaj, M., York, H. W., Sripada, K., Besnier, E., Vonen, H. D., Aravkin, A., Friedman, J., Griswold, M., Jensen, M. R., Mohammad, T., Mullany, E. C., Solhaug, S., Sorensen, R., Stonkute, D., Tallaksen, A., Whisnant, J., Zheng, P., Gakidou, E., & Eikemo, T. A. (2021). Parental education and inequalities in child mortality: A global systematic review and meta-analysis. *Lancet (London, England)*, 398(10300), 608-620.

Banks, C., Portnoy, A., Moi, F., Boonstoppel, L., Brenzel, L., & Resch, S. C. (2021). *Cost of vaccine delivery strategies in low- and middle-income countries during the COVID-19 pandemic*. *Vaccine*, 39(35), 5046-5054.

Banque mondiale. (2020). *Données : Densité de la population (personnes par kilomètre carré de superficie des terres)*. Retrieved December 18, 2023, from <https://donnees.banquemondiale.org/indicateur/EN.POP.DNST>

Banque mondiale. (2022). *Données: Population, total*. Retrieved December 18, 2023, from <https://donnees.banquemondiale.org/indicateur/SP.POP.TOTL>

Béné, C., Bakker, D., Chavarro, M. J., Even, B., Melo, J., & Sonneveld, A. (2021). *Global assessment of the impacts of COVID-19 on food security*. *Global Food Security*, 31, 100575.

Biswas, M., Rahaman, S., Biswas, T. K., Haque, Z., & Ibrahim, B. (2020). *Association of Sex, Age, and Comorbidities with Mortality in COVID-19 Patients: A Systematic Review and Meta-Analysis*. *Intervirology*, 1-12.

Black, R. E., Victora, C. G., Walker, S. P., Bhutta, Z. A., Christian, P., de Onis, M., Ezzati, M., Grantham-McGregor, S., Katz, J., Martorell, R., Uauy, R., & Maternal and Child Nutrition Study Group. (2013). *Maternal and child undernutrition and overweight in low-income and middle-income countries*. *Lancet (London, England)*, 382(9890), 427-451.

Bonnet, E., Bodson, O., Le Marcis, F., Faye, A., Sambieni, N. E., Fournet, F., Boyer, F., Coulibaly, A., Kadio, K., Diongue, F. B., & Ridde, V. (2021). *The COVID-19 pandemic in francophone West Africa: From the first cases to responses in seven countries*. BMC Public Health, 21(1), 1490.

Bourguignon M., Damiens J., Doignon Y., Eggerickx T., Fontaine S., Lusyne P., Plavsic A., & Sanderson J.-P. (2020). *Surmortalité liée à la Covid-19 en Belgique : variations spatiales et socio-démographiques, Document de Travail 17*. Centre de recherche en démographie, Louvain-la-Neuve, 42 p.

Brolin Ribacke, K. J., Saulnier, D. D., Eriksson, A., & von Schreeb, J. (2016). *Effects of the West Africa Ebola Virus Disease on Health-Care Utilization – A Systematic Review*. Frontiers in Public Health, 4.

Cardona, M., Millward, J., Gemmill, A., Jison Yoo, K., & Bishai, D. M. (2022). *Estimated impact of the 2020 economic downturn on under-5 mortality for 129 countries*. PloS One, 17(2), e0263245.

Cardoso Pinto, A. M., Ranasinghe, L., Dodd, P. J., Budhathoki, S. S., Seddon, J. A., & Whittaker, E. (2022). *Disruptions to routine childhood vaccinations in low- and middle-income countries during the COVID-19 pandemic: A systematic review*. Frontiers in Pediatrics, 10.

Central Intelligence Agency. (2021). *The World Factbook 2021*. Washington, DC.

Chao, F., Masquelier, B., You, D., Hug, L., Liu, Y., Sharrow, D., Rue, H., Ombao, H., Alkema, L., & UN Inter-agency Group for Child Mortality Estimation. (2023). *Sex differences in mortality among children, adolescents, and young people aged 0-24 years : A systematic assessment of national, regional, and global trends from 1990 to 2021*. The Lancet. Global Health, 11(10), e1519-e1530.

Chao, F., You, D., Pedersen, J., Hug, L., & Alkema, L. (2018). *National and regional under-5 mortality rate by economic status for low-income and middle-income countries: A systematic assessment*. The Lancet. Global Health, 6(5), e535-e547.

Checchi, F. & Roberts, L. (2005). Interpreting and using mortality data in humanitarian emergencies: a primer for non-epidemiologists. Humanitarian Practice Network, number 52.

Clark, A., Jit, M., Warren-Gash, C., Guthrie, B., Wang, H. H. X., Mercer, S. W., Sanderson, C., McKee, M., Troeger, C., Ong, K. L., Checchi, F., Perel, P., Joseph, S., Gibbs, H. P., Banerjee, A., Eggo, R. M., & Centre for the Mathematical Modelling of Infectious Diseases COVID-19 working group. (2020). *Global, regional, and national estimates of the population at increased risk of severe COVID-19 due to underlying health conditions in 2020: A modelling study*. The Lancet. Global Health, 8(8), e1003-e1017.

COVID-19 Excess Mortality Collaborators. (2022). *Estimating excess mortality due to the COVID-19 pandemic: A systematic analysis of COVID-19-related mortality, 2020-21*. Lancet (London, England), 399(10334), 1513-1536.

Croft, T.N., Marshall, A.M., Allen, C.K., Arnold, F., Assaf, S., & Balian, S. (2018). Guide to DHS Statistics. Rockville, Maryland, USA: ICF. Retrieved December 18, 2023, from https://dhsprogram.com/pubs/pdf/DHSG1/Guide_to_DHS_Statistics_DHS-7.pdf

Demographic and Health Surveys Program. (2023). *Survey Search*. Retrieved December 14, 2023 from <https://dhsprogram.com/methodology/surveysearch.cfm?pgtype=main&SrvyTp=country>

Demombynes, G. (2020). *COVID-19 Age-Mortality Curves Are Flatter in Developing Countries*. World Bank Group, Policy Research Working Paper - 9313

de Souza, T. H., Nadal, J. A., Nogueira, R. J. N., Pereira, R. M., & Brandão, M. B. (2020). *Clinical manifestations of children with COVID-19: A systematic review*. Pediatric Pulmonology, 55(8), 1892-1899.

Doignon, Y., & Guilmoto, C. Z. (2021). *La géo-démographie de la pandémie de Covid-19 dans le monde*. Hérodote, 183(4), 37-57.

Eastin, C., & Eastin, T. (2020). *Epidemiological characteristics of 2143 pediatric patients with 2019 coronavirus disease in China*. The Journal of Emergency Medicine, 58(4), 712-713.

- Ekholuenetale, M., Benebo, F. O., & Idebolo, A. F. (2020). Individual-, household-, and community-level factors associated with eight or more antenatal care contacts in Nigeria: Evidence from Demographic and Health Survey. *PLOS ONE*, 15(9), e0239855.
- Elston, J. W. T., Cartwright, C., Ndumbi, P., & Wright, J. (2017). *The health impact of the 2014-15 Ebola outbreak*. *Public Health*, 143, 60-70.
- Eyawo, O., Viens, A. M., & Ugoji, U. C. (2021). *Lockdowns and low- and middle-income countries: Building a feasible, effective, and ethical COVID-19 response strategy*. *Globalization and Health*, 17(1), 13.
- Fanelli, D., & Piazza, F. (2020). *Analysis and forecast of COVID-19 spreading in China, Italy, and France*. *Chaos, Solitons & Fractals*, 134, 109761.
- FAO, IFAD, UNICEF, WFP & WHO. (2023). *The State of Food Security and Nutrition in the World 2023*. Urbanization, agrifood systems transformation and healthy diets across the rural–urban continuum. Rome, FAO
- Forde, I., & Tripathi, V. (2018). Association of Place of Residence and Under-Five Mortality in Middle- and Low-Income Countries: A Meta-Analysis. *Children*, 5(4), 51.
- Fore, H. H., Ghebreyesus, T. A., Watkins, K., Greenslade, L., Berkley, S., Bassat, Q., Duneton, P., Klugman, K., & Golden, A. (2020). *Leveraging the COVID-19 response to end preventable child deaths from pneumonia*. *Lancet* (London, England), 396(10264), 1709-1711.
- Friedl, H., & Stampfer, E. (2014). *Jackknife Resampling*. In *Wiley StatsRef: Statistics Reference Online*. John Wiley & Sons, Ltd.
- Ghisolfi, S., Almås, I., Sandefur, J. C., von Carnap, T., Heitner, J., & Bold, T. (2020). *Predicted COVID-19 fatality rates based on age, sex, comorbidities, and health system capacity*. *BMJ Global Health*, 5(9), e003094.
- Gupta, V., Singh, A., Ganju, S., Singh, R., Thiruvengadam, R., Natchu, U. C. M., Gupta, N., Kaushik, D., Chanana, S., Sharma, D., Gosain, M., Rao, S. P., Pandey, N., Gupta, A., Singh, S., Jhamb, U., Annayappa Venkatesh, L., Dinakar, C., Pandey, A. K., & Bhatnagar, S. (2023). *Severity and mortality associated with COVID-19 among children hospitalised in tertiary*

care centres in India: A cohort study. The Lancet Regional Health. Southeast Asia, 13, 100203.

Habinshuti, M., Butera, Y., Nyamwasa, D., Musanabaganwa, C., Ndishimye, P., Hitimana, N., Dushime, T., Nsanzabaganwa, C., Byiringiro, F., Semakula, M., Gilchrist, K. M. N., & Nsanzimana, S. (2020). *COVID-19 Rwanda response updates.* Rwanda Public Health Bulletin, 2(2), 18-23.

Hagopian, A., Mohanty, M. K., Das, A., & House, P. J. (2012). *Applying WHO's « workforce indicators of staffing need » (WISN) method to calculate the health worker requirements for India's maternal and child health service guarantees in Orissa State.* Health Policy and Planning, 27(1), 11-18.

Headey, D., Heidkamp, R., Osendarp, S., Ruel, M., Scott, N., Black, R., Shekar, M., Bouis, H., Flory, A., Haddad, L., Walker, N., & Standing Together for Nutrition consortium. (2020). *Impacts of COVID-19 on childhood malnutrition and nutrition-related mortality.* Lancet (London, England), 396(10250), 519-521.

Heikel, J. (2021). *Pandémie à coronavirus Covid-19 : L'exception africaine ?* Revue Française de Socio-Économie, 26(1), 165-171.

ICF. (2017). *Manuel du chef d'équipe et de la contrôlease : Programme des Enquêtes Démographiques et de Santé.* Rockville, Maryland, U.S.A : ICF

ICF International. (2012). *Demographic and Health Survey Sampling and Household Listing Manual.* MEASURE DHS, Calverton, Maryland, U.S.A.: ICF International.

INSD & ICF. (2023). *Enquête Démographique et de Santé du Burkina Faso 2021.* Ouagadougou, Burkina Faso et Rockville, Maryland, USA : INSD et ICF.

Institut National de la Statistique (INSTAT) & ICF. (2022). *Enquête Démographique et de Santé à Madagascar, 2021.* Antananarivo, Madagascar et Rockville, Maryland, USA : INSTAT et ICF.

Institute for Health Metrics and Evaluation (IHME). (2020). *COVID-19 Projections.* Seattle, WA: IHME, University of Washington.

International Institute for Population Sciences (IIPS) and ICF. (2021). *National Family Health Survey (NFHS-5), 2019-21: India Volume 1*. Mumbai: IIPS.

International Monetary Fund. (2023). *GDP per capita, current prices*. Retrieved December 18, 2023, from <https://www.imf.org/external/datamapper/PPPPC@WEO/PER>

Jabłońska, K., Aballéa, S., & Toumi, M. (2021). *The real-life impact of vaccination on COVID-19 mortality in Europe and Israel*. *Public Health*, 198, 230-237.

Jewell, B. L., Mudimu, E., Stover, J., Ten Brink, D., Phillips, A. N., Smith, J. A., Martin-Hughes, R., Teng, Y., Glaubius, R., Mahiane, S. G., Bansi-Matharu, L., Taramusi, I., Chagoma, N., Morrison, M., Doherty, M., Marsh, K., Bershteyn, A., Hallett, T. B., Kelly, S. L., & HIV Modelling Consortium. (2020). *Potential effects of disruption to HIV programmes in sub-Saharan Africa caused by COVID-19: Results from multiple mathematical models*. *The Lancet. HIV*, 7(9), e629-e640.

Jha, P., Deshmukh, Y., Tumbe, C., Suraweera, W., Bhowmick, A., Sharma, S., Novosad, P., Fu, S. H., Newcombe, L., Gelband, H., & Brown, P. (2022). *COVID mortality in India: National survey data and health facility deaths*. *Science (New York, N.Y.)*, 375(6581), 667-671.

Kakietek, J. J., Eberwein, J. D., Stacey, N., Newhouse, D., & Yoshida, N. (2022). *Foregone healthcare during the COVID-19 pandemic: Early survey estimates from 39 low- and middle-income countries*. *Health Policy and Planning*, 37(6), 771-778.

Karlinsky, A. & Kobak, D. (2021). Tracking excess mortality across countries during the COVID-19 pandemic with the World Mortality Dataset. *eLife* 10: e69336.

Karotia, D., & Kumar, A. (2020). *A Perspective on India's Fight against COVID - 19*. *Epidemiology International (E-ISSN: 2455-7048)*, 5(1), Article 1.

Kerr, G. H., Badr, H. S., Gardner, L. M., Perez-Saez, J., & Zaitchik, B. F. (2021). *Associations between meteorology and COVID-19 in early studies: Inconsistencies, uncertainties, and recommendations*. *One Health (Amsterdam, Netherlands)*, 12, 100225.

Khairi, L. N. H., Fahrni, M. L., & Lazzarino, A. I. (2022). *The Race for Global Equitable Access to COVID-19 Vaccines*. *Vaccines*, 10(8), Article 8.

Knutson, V., Aleshin-Guendel, S., Karlinsky, A., Msemburi, W., and Wakefield, J. (2023). *Estimating global and country-specific excess mortality during the COVID-19 pandemic*. *Annals of Applied Statistics*, 17, 1353-1374.

KNBS & ICF. (2023). *Kenya Demographic and Health Survey 2022: Volume 1*. Nairobi, Kenya, and Rockville, Maryland, USA: KNBS and ICF.

Lawal, Y. (2021). *Africa's low COVID-19 mortality rate: A paradox?* *International Journal of Infectious Diseases: IJID: Official Publication of the International Society for Infectious Diseases*, 102, 118-122.

Li, Z., Hsiao, Y., Godwin, J., Martin, B. D., Wakefield, J., Clark, S. J., & with support from the United Nations Inter-Agency Group for Child Mortality Estimation and its technical advisory group. (2019). Changes in the spatial distribution of the under-five mortality rate: Small-area analysis of 122 DHS surveys in 262 subregions of 35 countries in Africa. *PloS One*, 14(1), e0210645.

Louis, E. F., Eugene, D., Ingabire, W. C., Isano, S., & Blanc, J. (2022). *Rwanda's Resiliency During the Coronavirus Disease Pandemic*. *Frontiers in Psychiatry*, 12.

Ludvigsson, J. (2020). *Systematic review of COVID-19 in children shows milder cases and a better prognosis than adults*. *Acta Paediatrica*. 2020; 109 :1088–1095.

Lv, G., Yuan, J., Xiong, X., & Li, M. (2021). *Mortality Rate and Characteristics of Deaths Following COVID-19 Vaccination*. *Frontiers in Medicine*, 8.

Ma, L., Shapira, G., de Walque, D., Do, Q.-T., Friedman, J., & Levchenko, A. A. (2022). *The intergenerational mortality trade-off of covid-19 lockdown policies*. *International Economic Review*.

Madrazo Cabo, J. M., Monter Valera, N. A., Hernández Sánchez, E. J., Ruiz Sánchez, M., Sánchez Machorro, G., & Kurezyn Díaz, C. (2020). *Demographic variables associated with Covid-19 mortality*. *Journal of Public Health Research*, 9(4), 1827.

Marangu, D., & Zar, H. J. (2019). *Childhood pneumonia in low-and-middle-income countries: An update*. *Paediatric Respiratory Reviews*, 32, 3-9.

Mathieu, E., Ritchie H., Rodés-Guirao, L., Appel, C., Giattino, C., Hasell, J., Macdonald, B., Dattani, S., Beltekian, D., Ortiz-Ospina, E., & Roser, M. (2020). *Coronavirus Pandemic (COVID-19)*. OurWorldInData.org. Retrieved December 14, 2023, from: <https://ourworldindata.org/coronavirus>

[Mbindyo, P., Blaauw, D., & English, M. \(2013\). *The role of Clinical Officers in the Kenyan health system : A question of perspective*. Human Resources for Health, 11\(1\), 32.](#)

Mekonnen, B. D., & Yirdaw, B. W. (2023). *Impact of COVID-19 pandemic on utilization of essential maternal healthcare services in Ethiopia: A systematic review and meta-analysis*. PloS One, 18(2), e0281260.

Mertens, E., & Peñalvo, J. L. (2021). *The Burden of Malnutrition and Fatal COVID-19: A Global Burden of Disease Analysis*. Frontiers in Nutrition, 7.

Millimouno, T. M., Dioubaté, N., Niane, H., Diallo, M. C., Maomou, C., Sy, T., Diallo, I. S., Semaan, A., Delvaux, T., Beňová, L., & Delamou, A. (2023). *Effect of the COVID-19 pandemic on maternal and neonatal health services in three referral hospitals in Guinea: An interrupted time-series analysis*. Reproductive Health, 20(1), 50.

Mobarak, A. M., Miguel, E., Abaluck, J., Ahuja, A., Alsan, M., Banerjee, A., Breza, E., Chandrasekhar, A. G., Duflo, E., Dzansi, J., Garrett, D., Goldsmith-Pinkham, P., Gonsalves, G. S., Hossain, M. M., Jakubowski, A., Kang, G., Kharel, A., Kremer, M., Meriggi, N., & Więcek, W. (2022). *End COVID-19 in low- and middle-income countries*. Science (New York, N.Y.), 375(6585), 1105-1110.

Mosley, W. H., & Chen, L. C. (1984). *An Analytical Framework for the Study of Child Survival in Developing Countries*. Population and Development Review, 10, 25-45.

Msemburi, W., Karlinsky, A., Knutson, V., Aleshin-Guendel, S., Chatterji, S., & Wakefield, J. (2023). *The WHO estimates of excess mortality associated with the COVID-19 pandemic*. Nature, 613(7942), 130-137.

Mwananyanda, L., Gill, C. J., MacLeod, W., Kwenda, G., Pieciak, R., Mupila, Z., Lapidot, R., Mupeta, F., Forman, L., Ziko, L., Etter, L., & Thea, D. (2021). *Covid-19 deaths in Africa: Prospective systematic postmortem surveillance study*. BMJ (Clinical Research Ed.), 372, n334.

Narison, S. (2020). *The first months of COVID-19 in Madagascar*. Infection, Genetics and Evolution: Journal of Molecular Epidemiology and Evolutionary Genetics in Infectious Diseases, 85, 104506.

Narison, S., & Maltezos, S. (2021). *Scrutinizing the spread of COVID-19 in Madagascar*. Infection, Genetics and Evolution: Journal of Molecular Epidemiology and Evolutionary Genetics in Infectious Diseases, 87, 104668.

National Institute of Statistics (NIS) [Cambodia], Ministry of Health (MoH) [Cambodia], and ICF. (2023). *Cambodia Demographic and Health Survey 2021–22 Final Report*. Phnom Penh, Cambodia, and Rockville, Maryland, USA: NIS, MoH, and ICF.

National Institute of Statistics of Rwanda (NISR) [Rwanda], Ministry of Health (MOH) [Rwanda], and ICF. (2021). *Rwanda Demographic and Health Survey 2019-20 Final Report*. Kigali, Rwanda, and Rockville, Maryland, USA: NISR and ICF

Ngamiye, J., & Yadufashije, C. (2020). *COVID-19 pandemic in Rwanda: An overview of prevention strategies*. Asian Pacific Journal of Tropical Medicine, 13(8), 333.

Nit, B., Samy, A., Tan, S., Vory, S., Lim, Y., Nugraha, R. R., Lin, X., Ahmadi, A., & III, D. (2020). *Understanding the Slow COVID-19 Trajectory of Cambodia*. Public Health in Practice (Vol. 2).

Ntambara, J., & Chu, M. (2021). *The risk to child nutrition during and after COVID-19 pandemic: What to expect and how to respond*. Public Health Nutrition, 24(11), 3530-3536.

Nucci, L. B., Enes, C. C., Ferraz, F. R., da Silva, I. V., Rinaldi, A. E. M., & Conde, W. L. (2023). *Excess mortality associated with COVID-19 in Brazil: 2020-2021*. Journal of Public Health (Oxford, England), 45(1), e7-e9.

Office Nationale de la Statistique (ONS), ministère de la Santé (MS), & ICF. (2021). *Enquête Démographique et de Santé en Mauritanie 2019-2021*. Nouakchott, Mauritanie et Rockville, Maryland, USA : ONS, MS, et ICF.

Opuru, F., Amwana, S., Jeptchumba, J., Wambua, J., & Adamuoch, M. (2020). *Covid-19 Evolution: Analysis of Public Health Countermeasures in Kenya*. Department of Chemistry, 319, 17-34.

- Osendarp, S., Akuoku, J. K., Black, R. E., Headey, D., Ruel, M., Scott, N., Shekar, M., Walker, N., Flory, A., Haddad, L., Laborde, D., Stegmuller, A., Thomas, M., & Heidkamp, R. (2021). *The COVID-19 crisis will exacerbate maternal and child undernutrition and child mortality in low- and middle-income countries*. *Nature Food*, 2(7), Article 7.
- Parpia, A. S., Ndeffo-Mbah, M. L., Wenzel, N. S., & Galvani, A. P. (2016). *Effects of Response to 2014-2015 Ebola Outbreak on Deaths from Malaria, HIV/AIDS, and Tuberculosis, West Africa*. *Emerging Infectious Diseases*, 22(3), 433-441.
- Patrikar, S., Poojary, D., Basannar, D. R., Faujdar, D. S., & Kunte, R. (2020). *Projections for novel coronavirus (COVID-19) and evaluation of epidemic response strategies for India*. *Medical Journal, Armed Forces India*, 76(3), 268-275.
- Patwary, M. M., Alam, M. A., Bardhan, M., Disha, A. S., Haque, M. Z., Billah, S. M., Kabir, M. P., Browning, M. H. E. M., Rahman, M. M., Parsa, A. D., & Kabir, R. (2022). *COVID-19 Vaccine Acceptance among Low- and Lower-Middle-Income Countries: A Rapid Systematic Review and Meta-Analysis*. *Vaccines*, 10(3), 427.
- Pedersen, J., & Liu, J. (2012). *Child mortality estimation: Appropriate time periods for child mortality estimates from full birth histories*. *PLoS Medicine*, 9(8), e1001289.
- Picchioni, F., Goulao, L. F., & Roberfroid, D. (2022). *The impact of COVID-19 on diet quality, food security and nutrition in low- and middle-income countries: A systematic review of the evidence*. *Clinical Nutrition (Edinburgh, Scotland)*, 41(12), 2955-2964.
- Preston, S. H. (1975). *The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development*. *Population Studies*, 29(2), 231-248.
- Rabarison, J. H., Rakotondramanga, J. M., Ratovoson, R., Masquelier, B., Rasoanomenjanahary, A. M., Dreyfus, A., Garchitorena, A., Rasambainarivo, F., Razanajatovo, N. H., Andriamandimby, S. F., Metcalf, C. J., Lacoste, V., Heraud, J.-M., & Dussart, P. (2023). *Excess mortality associated with the COVID-19 pandemic during the 2020 and 2021 waves in Antananarivo, Madagascar*. *BMJ Global Health*, 8(7), e011801.
- Ram, V. S., Babu, G. R., & Prabhakaran, D. (2020). *COVID-19 pandemic in India*. *European Heart Journal*, 41(40), 3874-3876.

Randremanana, R. V., Andriamandimby, S.-F., Rakotondramanga, J. M., Razanajatovo, N. H., Mangahasimbola, R. T., Randriambolamanantsoa, T. H., Ranaivoson, H. C., Rabemananjara, H. A., Razanajatovo, I., Razafindratsimandresy, R., Rabarison, J. H., Brook, C. E., Rakotomanana, F., Rabetombosoa, R. M., Razafimanjato, H., Ahyong, V., Raharinosy, V., Raharimanga, V., Raharinantoanina, S. J., ... Heraud, J.-M. (2021). *The COVID-19 epidemic in Madagascar: Clinical description and laboratory results of the first wave, march-september 2020*. *Influenza and Other Respiratory Viruses*, 15(4), 457-468.

Roberton, T., Carter, E. D., Chou, V. B., Stegmuller, A. R., Jackson, B. D., Tam, Y., Sawadogo-Lewis, T., & Walker, N. (2020). *Early estimates of the indirect effects of the COVID-19 pandemic on maternal and child mortality in low-income and middle-income countries: A modelling study*. *The Lancet. Global Health*, 8(7), e901-e908.

Rodo, M., Singh, L., Russell, N., & Singh, N. S. (2022). *A mixed methods study to assess the impact of COVID-19 on maternal, newborn, child health and nutrition in fragile and conflict-affected settings*. *Conflict and Health*, 16(1), 30.

Rodriguez Velásquez, S., Jacques, L., Dalal, J., Sestito, P., Habibi, Z., Venkatasubramanian, A., Nguimbis, B., Mesa, S. B., Chimbetete, C., Keiser, O., Impouma, B., Mboussou, F., William, G. S., Ngoy, N., Talisuna, A., Gueye, A. S., Hofer, C. B., & Cabore, J. W. (2021). *The toll of COVID-19 on African children: A descriptive analysis on COVID-19-related morbidity and mortality among the pediatric population in Sub-Saharan Africa*. *International Journal of Infectious Diseases: IJID: Official Publication of the International Society for Infectious Diseases*, 110, 457-465.

Sempé, L., Lloyd-Sherlock, P., Martínez, R., Ebrahim, S., McKee, M., & Acosta, E. (2021). *Estimation of all-cause excess mortality by age-specific mortality patterns for countries with incomplete vital statistics: A population-based study of the case of Peru during the first wave of the COVID-19 pandemic*. *Lancet Regional Health. Americas*, 2.

Shang, W., Wang, Y., Yuan, J., Guo, Z., Liu, J., & Liu, M. (2022). *Global Excess Mortality during COVID-19 Pandemic: A Systematic Review and Meta-Analysis*. *Vaccines*, 10(10), 1702.

Shapira, G., Ahmed, T., Drouard, S. H. P., Amor Fernandez, P., Kandpal, E., Nzelu, C., Wesseh, C. S., Mohamud, N. A., Smart, F., Mwansambo, C., Baye, M. L., Diabate, M., Yuma, S., Ogunlayi, M., Rusatira, R. J. D. D., Hashemi, T., Vergeer, P., & Friedman, J. (2021). *Disruptions*

in maternal and child health service utilization during COVID-19: Analysis from eight sub-Saharan African countries. Health Policy and Planning, 36(7), 1140-1151.

Shapira, G., de Walque, D., & Friedman, J. (2021b). How many infants may have died in low-income and middle-income countries in 2020 due to the economic contraction accompanying the COVID-19 pandemic? Mortality projections based on forecasted declines in economic growth. BMJ Open, 11(9), e050551.

Sharma, S., Singh, L., Yadav, J., Gupta, U., Singh, K. J., & Rao, M. V. V. (2023). *Impact of COVID-19 on utilization of maternal and child health services in India: Health management information system data analysis*. Clinical Epidemiology and Global Health, 21, 101285.

Sharrow, D., Hug, L., You, D., Alkema, L., Black, R., Cousens, S., Croft, T., Gaigbe-Togbe, V., Gerland, P., Guillot, M., Hill, K., Masquelier, B., Mathers, C., Pedersen, J., Strong, K. L., Suzuki, E., Wakefield, J., Walker, N., & UN Inter-agency Group for Child Mortality Estimation and its Technical Advisory Group. (2022). *Global, regional, and national trends in under-5 mortality between 1990 and 2019 with scenario-based projections until 2030: A systematic analysis by the UN Inter-agency Group for Child Mortality Estimation*. The Lancet. Global Health, 10(2), e195-e206.

Solís Arce, J. S., Warren, S. S., Meriggi, N. F., Scacco, A., McMurry, N., Voors, M., Syunyaev, G., Malik, A. A., Aboutajdine, S., Adejo, O., Anigo, D., Armand, A., Asad, S., Atyera, M., Augsburg, B., Awasthi, M., Ayesiga, G. E., Bancalari, A., Björkman Nyqvist, M., ... Omer, S. B. (2021). *COVID-19 vaccine acceptance and hesitancy in low- and middle-income countries*. Nature Medicine, 27(8), 1385-1394.

Sornette, D., Mearns, E., Schatz, M., Wu, K., & Darcet, D. (2020). *Interpreting, analysing and modelling COVID-19 mortality data*. Nonlinear Dynamics, 101(3), 1751-1776.

Ssentongo, P., Ssentongo, A. E., Ba, D. M., Ericson, J. E., Na, M., Gao, X., Fronterre, C., Chinchilli, V. M., & Schiff, S. J. (2021). *Global, regional, and national epidemiology and prevalence of child stunting, wasting and underweight in low- and middle-income countries, 2006-2018*. Scientific Reports, 11(1), 5204.

Tabutin, D., & Masquelier, B. (2017). *Tendances et inégalités de mortalité de 1990 à 2015 dans les pays à revenu faible et intermédiaire*. Population, 72(2), 227-307.

Takahashi, S., Metcalf, C. J. E., Ferrari, M. J., Moss, W. J., Truelove, S. A., Tatem, A. J., Grenfell, B. T., & Lessler, J. (2015). *The growing risk from measles and other childhood infections in the wake of Ebola*. *Science* (New York, N.Y.), 347(6227), 1240-1242.

Tatum, M. (2021). *Cambodia ends controversial COVID-19 restrictions*. *Lancet* (London, England), 397(10289), 2035.

United Nations Children's Fund (UNICEF), World Health Organization, International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank. (2021). *Levels and trends in child malnutrition: Key Findings of the 2021 Edition of the Joint Child Malnutrition Estimates*. Geneva: World Health Organization. CC BY-NC-SA 3.0 IGO.

United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division. (2019). *World Mortality 2019: Data Booklet*. (ST/ESA/SER.A/436).

United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division. (2011). *Sex Differentials in Childhood Mortality*. (United Nations publication, ST/ESA/SER.A/314).

United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division. (1995). *Too Young To Die: Genes Or Gender?* ST/ESA/SER.A/155

United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division. (2019b). *World Fertility Data 2019*. POP/DB/Fert/Rev2019.

United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division. (2018). *World Urbanization Prospects: The 2018 Revision, Online Edition*. POP/DB/WUP/Rev.2018/1/F21

United Nations Development Programme. (2022). *Human Development Index (HDI)* Retrieved December 18, from <https://hdr.undp.org/data-center/human-development-index#/indicies/HDI>

United Nations Inter-agency Group for Child Mortality Estimation (UN IGME). (2020). *Levels & Trends in child mortality: Report 2019, Estimates developed by the United Nations Inter-agency Group for Child Mortality Estimation*. United Nations Children's Fund, New York.

United Nations Inter-agency Group for Child Mortality Estimation (UN IGME). (2021). *Levels & Trends in child mortality: Report 2020, Estimates developed by the United Nations Inter-agency Group for Child Mortality Estimation*. United Nations Children's Fund, New York.

United Nations Inter-agency Group for Child Mortality Estimation (UN IGME). (2022). *Levels & Trends in child mortality: Report 2021, Estimates developed by the United Nations Inter-agency Group for Child Mortality Estimation*. United Nations Children's Fund, New York.

United Nations Inter-agency Group for Child Mortality Estimation (UN IGME). (2023). *Levels & Trends in child mortality: Report 2022, Estimates developed by the United Nations Inter-agency Group for Child Mortality Estimation*. United Nations Children's Fund, New York.

Van Malderen, C., Amouzou, A., Barros, A. J. D., Masquelier, B., Van Oyen, H., & Speybroeck, N. (2019). Socioeconomic factors contributing to under-five mortality in sub-Saharan Africa: A decomposition analysis. *BMC Public Health*, 19(1), 760.

Wangari, E. N., Gichuki, P., Abuor, A. A., Wambui, J., Okeyo, S. O., Oyatsi, H. T. N., Odikara, S., & Kulohoma, B. W. (2021). *Kenya's response to the COVID-19 pandemic: A balance between minimising morbidity and adverse economic impact*. AAS Open Research, 4, 3.

Wang, J., Tang, K., Feng, K., & Lv, W. (2020). *High Temperature and High Humidity Reduce the Transmission of COVID-19*. The Centre for Evidence-Based Medicine.

Wehrmeister, F. C., Fayé, C. M., da Silva, I. C. M., Amouzou, A., Ferreira, L. Z., Jiwani, S. S., Melesse, D. Y., Mutua, M., Maïga, A., Ca, T., Sidze, E., Taylor, C., Strong, K., Carvajal-Aguirre, L., Porth, T., Hosseinpoor, A. R., Barros, A. J. D., & Boerma, T. (2020). *Wealth-related inequalities in the coverage of reproductive, maternal, newborn and child health interventions in 36 countries in the African Region*. *Bulletin of the World Health Organization*, 98(6), 394-405.

Weiss, D. J., Bertozzi-Villa, A., Rumisha, S. F., Amratia, P., Arambepola, R., Battle, K. E., Cameron, E., Chestnutt, E., Gibson, H. S., Harris, J., Keddie, S., Millar, J. J., Rozier, J., Symons, T. L., Vargas-Ruiz, C., Hay, S. I., Smith, D. L., Alonso, P. L., Noor, A. M., ... Gething, P. W. (2021).

Indirect effects of the COVID-19 pandemic on malaria intervention coverage, morbidity, and mortality in Africa: A geospatial modelling analysis. The Lancet Infectious Diseases, 21(1), 59-69.

Wilhelm, J. A., & Helleringer, S. (2019). *Utilization of non-Ebola health care services during Ebola outbreaks: A systematic review and meta-analysis.* Journal of Global Health, 9(1), 010406.

World Health Organization. (2023). *Estimates of Excess Mortality Associated With COVID-19 Pandemic (as of 5 April 2023).* Geneva.

World Health Organization. (2003). *Pregnancy, Childbirth, Postpartum and Newborn Care: A guide for essential practice.* Geneva, Integrated Management of Pregnancy and Childbirth.

World Health Organization. (2020). *Pulse survey on continuity of essential health services during the COVID-19 pandemic.* Geneva, Interim Report.

World Health Organization. (2016). *WHO Recommendations on Antenatal Care for a Positive Pregnancy Experience.*

Wouters, O., Shadlen, K., Salcher-Konrad, M., Pollard, A., Larson, H., Teerawattananon, Y., & Jit, M. (2021). *Challenges in ensuring global access to COVID-19 vaccines: Production, affordability, allocation, and deployment.* The Lancet, 397.

Wu, J., Mamas, M. A., Mohamed, M. O., Kwok, C. S., Roebuck, C., Humberstone, B., Denwood, T., Luescher, T., de Belder, M. A., Deanfield, J. E., & Gale, C. P. (2021). *Place and causes of acute cardiovascular mortality during the COVID-19 pandemic.* Heart (British Cardiac Society), 107(2), 113-119.

Wu, Z., & McGoogan, J. M. (2020). *Characteristics of and Important Lessons from the Coronavirus Disease 2019 (COVID-19) Outbreak in China: Summary of a Report of 72 314 Cases from the Chinese Center for Disease Control and Prevention.* JAMA, 323(13), 1239-1242.

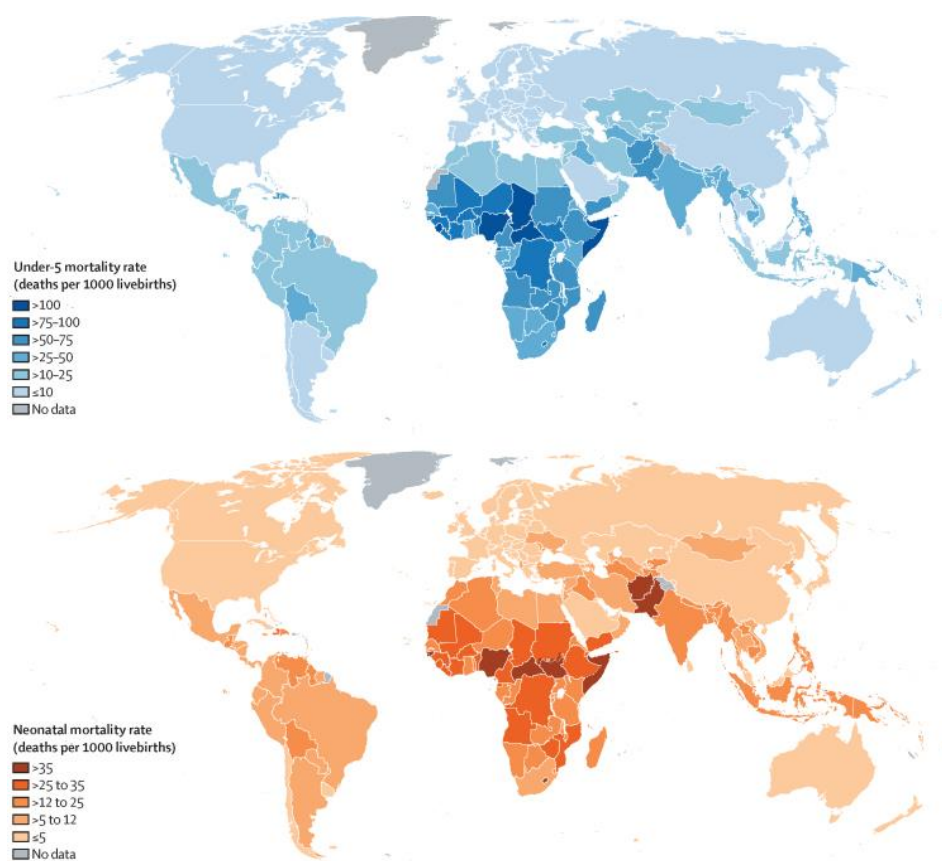
Ye, Y., Zhang, Q., Wei, X., Cao, Z., Yuan, H.-Y., & Zeng, D. D. (2022). *Equitable access to COVID-19 vaccines makes a life-saving difference to all countries*. *Nature Human Behaviour*, 6(2), 207-216.

Zar, H. J., Dawa, J., Fischer, G. B., & Castro-Rodriguez, J. A. (2020). *Challenges of COVID-19 in children in low- and middle-income countries*. *Paediatric Respiratory Reviews*, 35, 70-74.

Annexes

Introduction

Figure 1 : Taux de mortalité infanto-juvénile (en haut) et infantile (en bas) dans le monde (2019)



Source : Sharrow et al., 2022

Chapitre 1 : Caractéristiques des pays étudiés et épidémiologie de la COVID-19

Caractéristiques des pays inclus dans l'étude

Tableau 1 : Caractéristiques socio-démographiques des pays étudiés

	Burkina Faso	Cambodge	Inde	Kenya	Madagascar	Mauritanie	Rwanda
Superficie (km ²)[1]	274 200	181 035	3 287 263	580 367	587 041	1 030 700	26 338
Population (2022)[2]	22 673 762	16 767 842	1 420 000 000	54 027 487	29 611 714	4 736 139	13 776 698
Densité de population (2020)[3]	81	93	470	91	49	4	533
Espérance de vie à la naissance (2019)[4]	61.6	69.8	69.7	66.7	67.0	64.9	69.0
Indice synthétique de fécondité (2020)[5]	5.03	2.45	2.18	3.37	3.98	4.45	3.93
PIB/habitant (PPA, 2023)[6]	2680	6090	9180	6580	1910	7540	3140
IDH (2021)[7]	0.449	0.593	0.633	0.575	0.501	0.556	0.534
Taux de mortalité des moins de 5 ans (2018)[8]	76‰	28‰	37‰	41‰	54‰	76‰	35‰
Population urbaine (2018)[9]	29.4%	23.4%	34.0%	27.0%	37.2%	53.7%	17.2%
Prévalence de l'émaciation[10]	10.6% (2021)	9.6% (2021)	18.7% (2020)	4.9% (2022)	7.2% (2021)	13.6% (2022)	1.1% (2020)
Prévalence du retard de croissance (2022)[10]	21.8%	22.3%	31.7%	18.4%	38.6%	22.1%	29.8%

[1](CIA World Factbook, 2021)

[2](Banque mondiale, 2022)

[3](Banque mondiale, 2022b)

[4](United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, 2019)

[5](United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, 2019b)

[6](International Monetary Fund, 2023)

[7](United Nations Development Programme, 2022)

[8](Inter-agency Group for Child Mortality Estimation, 2019).

[9](United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, 2018)

[10](UNICEF, 2021)

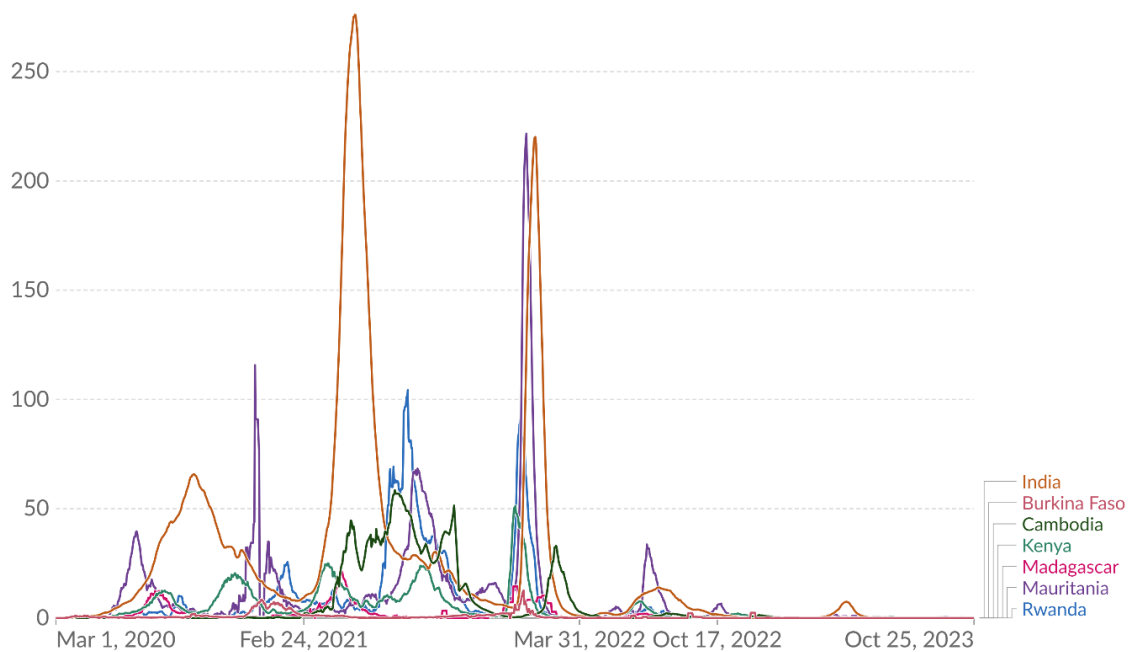
Évolution de l'épidémie au sein des pays étudiés

Figure 2 : Nouveaux cas confirmés dus à la Covid-19, moyenne journalière lissée sur 7 jours, par pays et par million d'habitants.

Daily new confirmed COVID-19 cases per million people

7-day rolling average. Due to limited testing, the number of confirmed cases is lower than the true number of infections.

Our World
in Data



Data source: WHO COVID-19 Dashboard

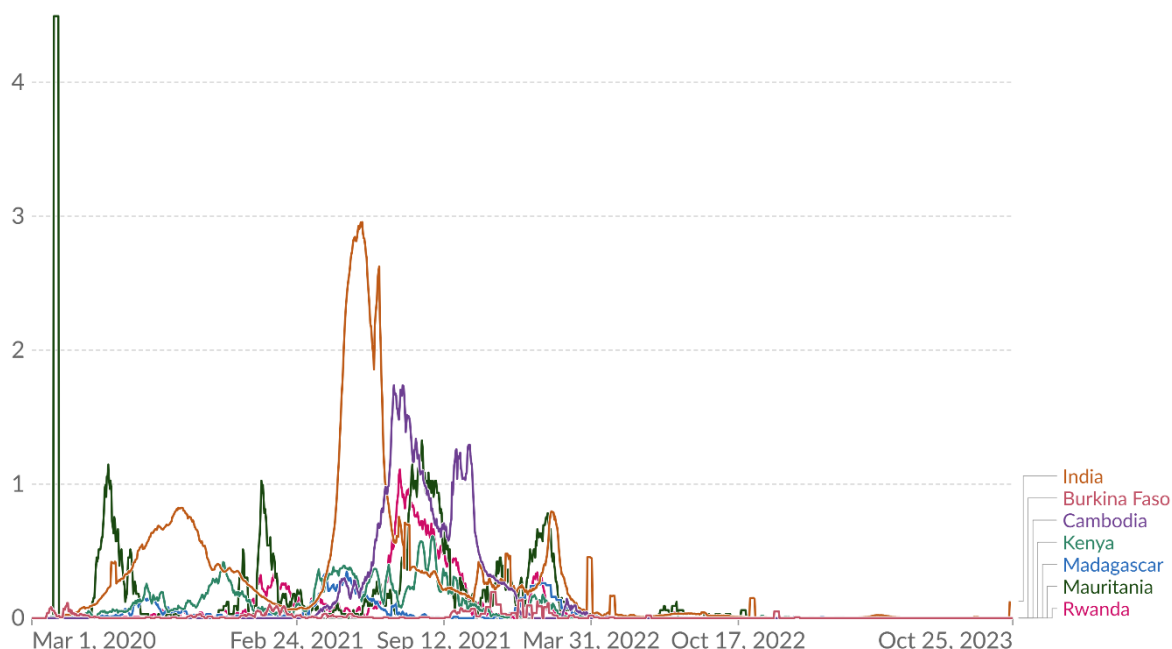
CC BY

Source: Our World in Data, 2023

Figure 3 : Nouveaux décès confirmés dus à la Covid-19, moyenne journalière lissée sur 7 jours, par pays et par million d'habitants.

Daily new confirmed COVID-19 deaths per million people

7-day rolling average. Due to varying protocols and challenges in the attribution of the cause of death, the number of confirmed deaths may not accurately represent the true number of deaths caused by COVID-19.



Data source: WHO COVID-19 Dashboard

CC BY

Source: Our World in Data, 2023

Tableau 2 : Chiffres officiels et autres estimations du nombre de décès causé par la pandémie de Covid-19.

	Burkina Faso	Cambodge	Inde	Kenya	Madagascar	Mauritanie	Rwanda
Nombre de décès Covid-19 officiellement enregistrés (entre le 01/01/2020 et le 31/12/2021)[1]	318	3012	481 080	5376	1027	863	1349
Surmortalité (toutes causes confondues) estimée par l'IHME (entre le 01/01/2020 et le 31/12/2021)[2]	21 400	17 500	4 070 000	171 000	65 100	7990	21 900
Surmortalité (toutes causes confondues) estimée par l'OMS (entre le 01/01/2020 et le 31/12/2021)[3]	8940	9106	4 734 516	28 077	23 501	4559	528
Ratio entre les estimations du nombre de décès de l'IHME et le nombre de décès reportés	67.3	5.8	8.5	31.8	63.4	9.3	16.2
Ratio entre les estimations du nombre de décès de l'OMS et le nombre de décès reportés	28.1	3.0	9.8	5.2	22.9	5.3	0.4
Ratio entre les estimations du nombre de décès de l'IHME et de l'OMS	2.4	1.9	0.9	6.1	2.8	1.8	41.5

Chapitre 3 : Données et méthodologie

Base de données utilisées

Pour l'enquête EDS « Mauritanie 2019-21 » (ONS, 2021)), la collecte des données a été menée en 2 temps en raison de la pandémie. La première a eu lieu du 27 novembre 2019 à mi-mars

2020 et la seconde n'a démarré qu'un an plus tard, en mars 2021 donc, pour se terminer un mois après.

Un sondage stratifié à 3 degrés a été privilégié. Au premier degré, la liste des unités primaires (UP) listées dans le Recensement Général de la Population et de l'Habitat de 2013 a été employée. Les unités ont ensuite été sélectionnées avec une probabilité relative à leurs poids en termes de taille de ménages. Au total, 404 unités primaires ont été tirées. Le degré 2 consiste à tirer 3 unités secondaires (US), contenant entre 10 et 15 ménages en moyenne, au sein de chaque UP. Enfin, au sein de chaque US étaient sélectionnés 10 ménages. En tout, il a été prévu que 12 120 ménages seraient interrogés. 5670 étant répartis en 189 unités primaires présentes en milieu urbain et 6450 étant répartis en 215 UP, cette fois-ci dans le milieu rural. L'échantillon construit comme tel garantit une représentativité des milieux urbains et ruraux et des différentes wilayas.

Les personnes éligibles au questionnaire étaient celles répondant mêmes conditions que pour l'enquête menée au Rwanda. À nouveau, des hommes n'ont été interrogés que dans la moitié des ménages. Sur les 11 875 ménages sélectionnés, 11 817 étaient occupés au moment de l'enquête et 11 658 ont pu être interrogés avec succès. Soit un taux de réponse de 98.7%. Au niveau des individus, les données de 96.2% des femmes et de 91.7% des hommes éligibles ont été récoltées.

À Madagascar (INSTAT, 2022), la collecte des données de l'enquête EDS de 2021 a démarré le 3 mars 2021 et a duré 143 jours calendaires, soit un peu moins de 5 mois.

Un échantillon aréolaire, stratifié et tiré à deux degrés a été conçu. La base cartographique du Recensement Général de la Population et de l'Habitation de Madagascar de 2018 (RGPH-3) est utilisée comme base de sondage. Le territoire a d'abord été découpé en 23 zones correspondant aux 21 régions (hors Analamanga), à la capitale Antananarivo et à la région d'Analamanga sans Antananarivo. Chacune de ces zones, à l'exception de la capitale, a été divisée en deux strates. Une strate du milieu urbain et une strate du milieu rural. 45 strates ont donc été créées. Au premier degré, 657 zones de dénombrement ont été tirées avec une probabilité proportionnelle au nombre de ménages recensés durant le RGPH-3. Au degré 2, ce sont 34 ménages qui ont été sélectionnés dans chaque zone selon un tirage systématique à probabilité égale. 5146 ménages situés en milieu urbain et 15 364 en milieu rural sont prévus

dans l'échantillon. Soit un total de 20 510 ménages. Cet échantillonnage permet une généralisation des résultats au niveau de l'ensemble du pays, des 22 régions, des milieux urbains et ruraux, d'Antananarivo et de la région d'Analamanga sans Antananarivo.

Les personnes éligibles au questionnaire étaient celles reprenant les mêmes conditions que pour l'enquête menée au Rwanda. À nouveau, des hommes n'ont été interrogés que dans la moitié des ménages. 650 des 657 zones de dénombrement ont finalement été visitées. 98.7% des ménages identifiés ont pu être sondés tandis que 94.9% des femmes et 91.0% des hommes tirés l'ont été.

L'échantillonnage de l'enquête EDS menée en 2022 au Kenya se base sur l'échantillonnage principale des ménages du Kenya (KNBS, 2023), lui-même basé sur les données du Recensement de la population et du logement du Kenya de 2019. Le plan d'échantillonnage choisi est un plan stratifié à deux degrés. Lors de la première étape, 1692 clusters ont été tirés selon le K-HMSF, avec une probabilité de sélection égale, indépendamment dans chaque strate. 1026 clusters étaient localisés en milieu rural et 666 en milieu urbain. Ensemble, ils ont servi de base pour la seconde étape. Une pondération a été nécessaire pour assurer la comparabilité entre régions. Au sein de chacun de ces clusters, 25 ménages ont été sélectionnés. Ce qui correspond à 42 300 ménages au total. Toutefois, certains clusters contenaient moins de 25 ménages. Dans ce cas, tous les ménages étaient sélectionnés, le nombre final de ménages chutant alors à 42 022. Cet échantillonnage doit permettre d'obtenir des résultats au niveau national, par milieu de résidence et par région pour certains indicateurs.

Les personnes éligibles au questionnaire étaient celles répondant aux mêmes conditions que pour l'enquête menée au Rwanda. Cependant, la tranche d'âge des hommes éligibles était cette fois-ci 15-54 ans. 97.9% des ménages occupés au moment de l'enquête ont été interrogés. 94.9% des femmes éligibles l'ont été. Pour les hommes, ce ne sont que 87% des 16 552 individus éligibles qui ont répondu.

2 phases de collectes de données ont été nécessaires pour réaliser l'enquête « India 2019-21 » (IIPS, 2021). La première s'est déroulée entre le 17 juin 2019 et le 20 janvier 2020 et a couvert 17 états et 5 « union territory » (UE). La deuxième phase a eu lieu du 2 janvier 2020 au 30 avril 2021 et a permis de récolter les données de 17 états et de 3 UE.

Les enquêteurs ont mis en place un échantillon stratifié à deux degrés. La base de sondage est le recensement effectué en 2013 et a été utilisé pour sélectionner les unités d'échantillonnage primaires (UEP). Chaque district est divisé en strates urbaines et rurales. Chaque strate rurale est divisée en sous-groupe, sur base du nombre d'habitants et de l'appartenance de la population aux différentes castes et tribus du pays. Au sein de ces sous-groupes, un nombre de villages a été sélectionné en tant qu'UEP. Au sein de chaque strate urbaine, un échantillon de « secteurs de recensement » est sélectionné en tant qu'unité d'échantillonnage primaires. À nouveau, un tri relatif à la taille de la population et à l'appartenance aux castes et tribus est réalisé. Pour la deuxième étape, 22 ménages sont tirés dans chaque UEP avec une probabilité égale. Au total, 30 456 unités d'échantillonnage primaires ont été sélectionnées, réparties dans 707 districts. Les résultats de l'enquête sont représentatifs à l'échelle de la région, de l'union territory et du district.

636 699 des 653 144 ménages occupés pendant l'enquête ont été interrogés avec succès, ce qui donne un taux de réponse de 97.5%. 96.9% des 747 176 femmes de 15 à 49 ans éligibles et 91.6% des 111 179 hommes de 15 à 54 ans éligibles ont été sondés. Dans le cas de l'Inde, les questions posées aux hommes l'ont été dans tous les ménages (à condition qu'au moins 1 homme soit présent), et non pas dans la moitié comme c'est le cas dans les autres enquêtes.

Au Cambodge (NIS, 2023), le Recensement général de la population de 2019 a été utilisé comme base de sondage. Celui-ci reprend plusieurs zones de dénombrement couvrant l'entièreté du pays. Un plan d'échantillonnage à deux degrés a été suivi. La première étape a consisté à sélectionner des clusters équivalents à des zones de dénombrement. 709 clusters ont ainsi été choisis, 468 en milieu rural et 241 en milieu urbain. La deuxième étape a d'abord eu lieu d'avril à août 2021, quand les ménages ont été recensés. Ceux inclus dans l'enquête ont ensuite été sélectionnés aléatoirement sur base de ce recensement. 30 ménages ont été tirés par cluster. Il y a donc un total de 21 270 ménages considérés dans l'échantillon. Comme au Rwanda, une pondération a été effectuée par la suite pour s'assurer que les résultats soient représentatifs au niveau national. Ce plan d'échantillonnage doit permettre de calculer différents indicateurs au niveau du pays, des milieux ruraux et urbains ainsi que pour chacune des 25 provinces.

Les personnes éligibles au questionnaire étaient celles reprenant les mêmes conditions que pour l'enquête menée au Rwanda. Les taux de réponses ont été très élevés. 99.2% de réponse des ménages occupés, 98.2% chez les femmes et 97.2% chez les hommes.

Pour l'enquête réalisée au Burkina Faso (INSD, 2023), les données ont été récoltées du 30 juillet au 30 novembre 2021. Un sondage aréolaire stratifié et à deux degrés a été mis en place. La première stratification a établi 600 unités primaires, correspondant aux zones de dénombrement. 195 étaient situées dans le milieu urbain et 405 dans le milieu rural. Ces unités ont été tirées selon un tirage systématique à probabilité proportionnelle au nombre de ménages au sein de l'unité, à partir de la liste des zones définies par le Recensement Général de la Population et de l'Habitation de 2019. La deuxième stratification a été effectuée sur 572 des 600 unités primaires. 26 ménages par zone ont été sélectionnés, sauf dans la région du Sahel où 32 ménages étaient sélectionnés. Ce sont finalement 13 438 ménages qui ont été inclus dans l'échantillon. Cet échantillonnage permet d'obtenir des résultats valides, sauf pour la mortalité adulte et maternelle, au niveau national, des régions et des milieux urbains et ruraux.

Toutes les femmes de 15 à 49 ans résidant dans le ménage ou y ayant passé la nuit précédente étaient éligibles. De même que tous les hommes de 15 à 59 ans, dans un ménage sur deux. 13 307 ménages de l'échantillon étaient occupés au moment de l'enquête. Et la quasi-totalité d'entre eux (99.6%) ont pu être interrogés comme voulu. Les taux de réponses des femmes (98.3%) et des hommes (97.9%) sont également très élevés bien qu'un peu plus faibles.

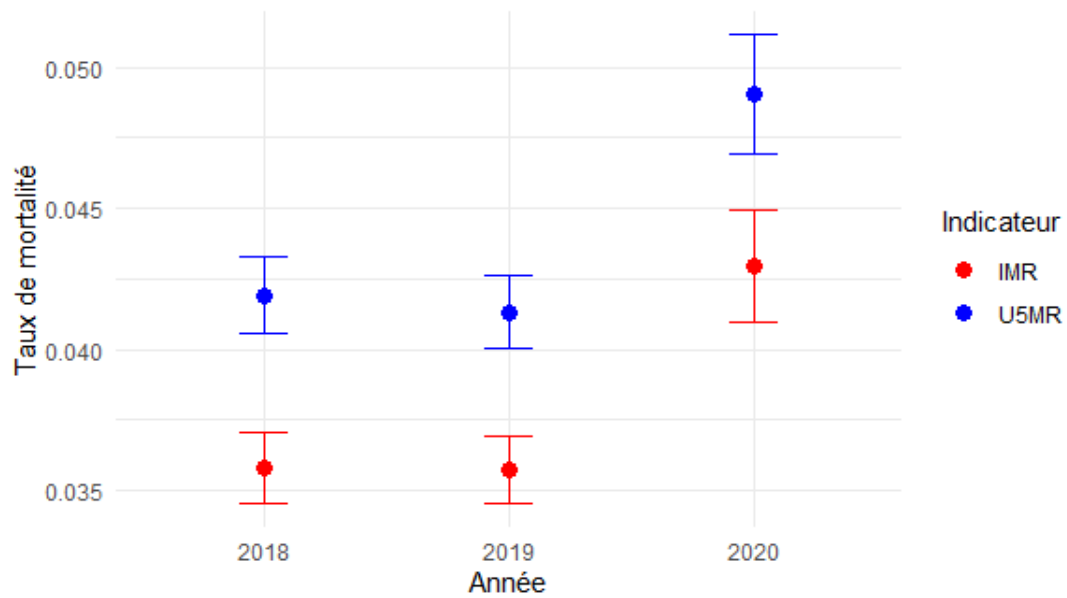
Chapitre 4 : Résultats

Estimation des taux de mortalité infanto-juvénile et infantile

Tableau 3 : Estimations des taux de mortalité infanto-juvénile et infantile

	Mortalité infanto-juvénile (CI à 95%)			Mortalité infantile (CI à 95%)		
	2018	2019	2020	2018	2019	2020
Burkina Faso	49‰ (39 – 59)	46‰ (37 – 55)	40‰ (31 – 49)	28‰ (21 – 36)	31‰ (24 – 39)	27‰ (19 – 34)
Cambodge	19‰ (10 – 28)	18‰ (9 – 27)	9‰ (4 – 14)	13‰ (5 – 21)	13‰ (5 – 21)	6‰ (2 – 10)
Inde	42‰ (39 – 45)	41‰ (39 – 44)	49‰ (45 – 53)	36‰ (33 – 38)	36‰ (33 – 38)	43‰ (39 – 47)
Kenya	40‰ (32 – 48)	42‰ (34 – 50)	39‰ (31 – 48)	32‰ (25 – 39)	33‰ (26 – 40)	31‰ (23 – 40)
Madagascar	66‰ (54 – 77)	72‰ (61 – 84)	70‰ (58 – 81)	38‰ (29 – 47)	41‰ (32 – 49)	42‰ (34 – 51)
Mauritanie	38‰ (29 – 47)	45‰ (35 – 54)	37‰ (18 – 55)	31‰ (11 – 45)	37‰ (29 – 46)	28‰ (11 – 45)
Rwanda	42‰ (32 – 52)	45‰ (35 – 56)	39‰ (18 – 61)	33‰ (23 – 43)	36‰ (27 – 46)	26‰ (7 – 44)

Figure 4 : Estimations des taux de mortalité infanto-juvénile et infantile en Inde



Résultats selon le niveau d'instruction des mères

Figure 5 : Taux de mortalité infanto-juvénile selon le niveau d'instruction des mères en Inde

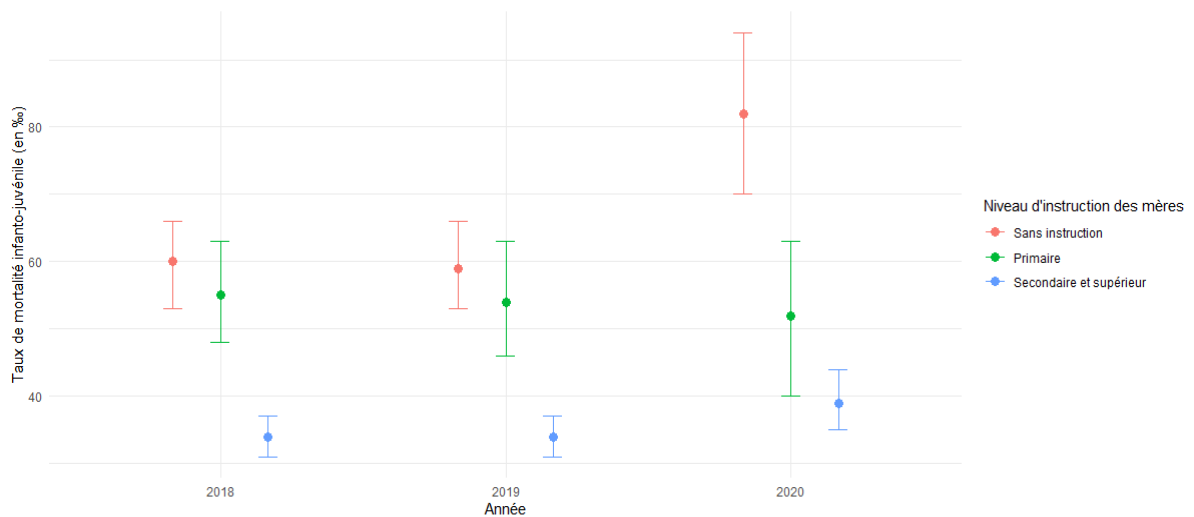


Figure 6 : Taux de mortalité infanto-juvénile selon le niveau d’instruction des mères à Madagascar

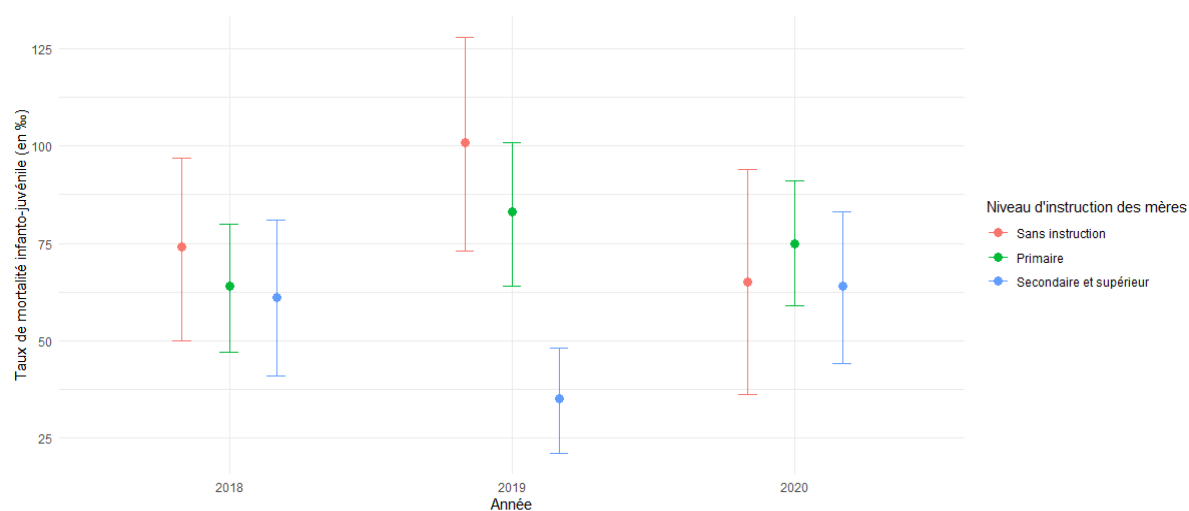


Tableau 4 : Estimations des taux de mortalité infanto-juvénile selon le niveau d’instruction des mères

	Cambodge	Kenya	Inde	Burkina Faso	Madagascar	Mauritanie	Rwanda
Niveau d’éducation – 2018							
Sans instruction	56‰ (0 – 109)	41‰ (25 – 56)	60‰ (53 – 66)	51‰ (39 – 62)	74‰ (50 – 97)	39‰ (22 – 56)	78‰ (36 – 118)
Primaire	18‰ (0 – 30)	50‰ (37 – 63)	55‰ (48 – 63)	56‰ (26 – 86)	64‰ (47 – 80)	42‰ (29 – 56)	40‰ (28 – 52)
Secondaire et supérieur	10‰ (0 – 18)	31‰ (20 – 41)	34‰ (31 – 37)	32‰ (14 – 50)	61‰ (41 – 81)	31‰ (10 – 52)	31‰ (10 – 51)
Niveau d’éducation – 2019							
Sans instruction	50‰ (3 – 94)	44‰ (25 – 62)	59‰ (53 – 66)	46‰ (34 – 57)	101‰ (73 – 128)	50‰ (33 – 66)	46‰ (15 – 77)
Primaire	13‰ (4 – 22)	51‰ (37 – 64)	54‰ (46 – 63)	53‰ (29 – 76)	83‰ (64 – 101)	46‰ (30 – 60)	51‰ (37 – 65)
Secondaire et supérieur	15‰ (0 – 28)	34‰ (23 – 45)	34‰ (31 – 37)	41‰ (19 – 62)	35‰ (21 – 48)	31‰ (13 – 48)	31‰ (14 – 47)
Niveau d’éducation – 2020							
Sans instruction	4‰ (0 – 11)	35‰ (22 – 49)	82‰ (70 – 94)	44‰ (32 – 56)	65‰ (36 – 94)	56‰ (10 – 99)	16‰ (0 – 46)
Primaire	14‰ (4 – 23)	43‰ (30 – 55)	52‰ (40 – 63)	38‰ (11 – 64)	75‰ (59 – 91)	23‰ (5 – 40)	53‰ (18 – 86)
Secondaire et supérieur	6‰ (0 – 12)	37‰ (23 – 50)	39‰ (35 – 44)	27‰ (9 – 44)	64‰ (44 – 83)	38‰ (0 – 75)	21‰ (0 – 44)

Tableau 5 : Estimations des taux de mortalité infantile selon le niveau d’instruction des mères

	Cambodge	Kenya	Inde	Burkina Faso	Madagascar	Mauritanie	Rwanda
Niveau d’éducation – 2018							
Sans instruction	42‰ (0 – 94)	31‰ (17 – 45)	49‰ (43 – 55)	27‰ (19 – 36)	39‰ (23 – 55)	33‰ (16 – 49)	62‰ (23 – 99)
Primaires	13‰ (3 – 23)	39‰ (27 – 51)	49‰ (41 – 56)	42‰ (13 – 69)	36‰ (24 – 49)	36‰ (23 – 49)	32‰ (21 – 44)
Secondaires et supérieur	6‰ (2 – 13)	27‰ (17 – 37)	30‰ (27 – 33)	25‰ (9 – 41)	40‰ (24 – 56)	14‰ (5 – 22)	23‰ (4 – 41)
Niveau d’éducation – 2019							
Sans instruction	42‰ (0 – 85)	33‰ (18 – 48)	49‰ (43 – 55)	31‰ (22 – 41)	46‰ (27 – 64)	43‰ (27 – 59)	36‰ (7 – 64)
Primaires	5‰ (0 – 10)	40‰ (28 – 52)	49‰ (40 – 57)	38‰ (19 – 58)	51‰ (36 – 66)	37‰ (23 – 50)	40‰ (27 – 53)
Secondaires et supérieur	13‰ (0 – 25)	28‰ (18 – 38)	30‰ (28 – 33)	26‰ (9 – 43)	23‰ (12 – 34)	26‰ (10 – 42)	28‰ (12 – 44)
Niveau d’éducation – 2020							
Sans instruction	4‰ (0 – 11)	27‰ (14 – 39)	69‰ (58 – 81)	29‰ (19 – 38)	34‰ (16 – 52)	54‰ (9 – 97)	16‰ (0 – 46)
Primaires	11‰ (2 – 20)	31‰ (20 – 41)	47‰ (36 – 57)	29‰ (4 – 53)	43‰ (30 – 55)	17‰ (1 – 33)	35‰ (5 – 64)
Secondaires et supérieur	3‰ (0 – 6)	33‰ (20 – 46)	35‰ (31 – 40)	18‰ (6 – 30)	47‰ (31 – 63)	17‰ (0 – 44)	13‰ (0 – 29)

Résultats selon le sexe de l’enfant

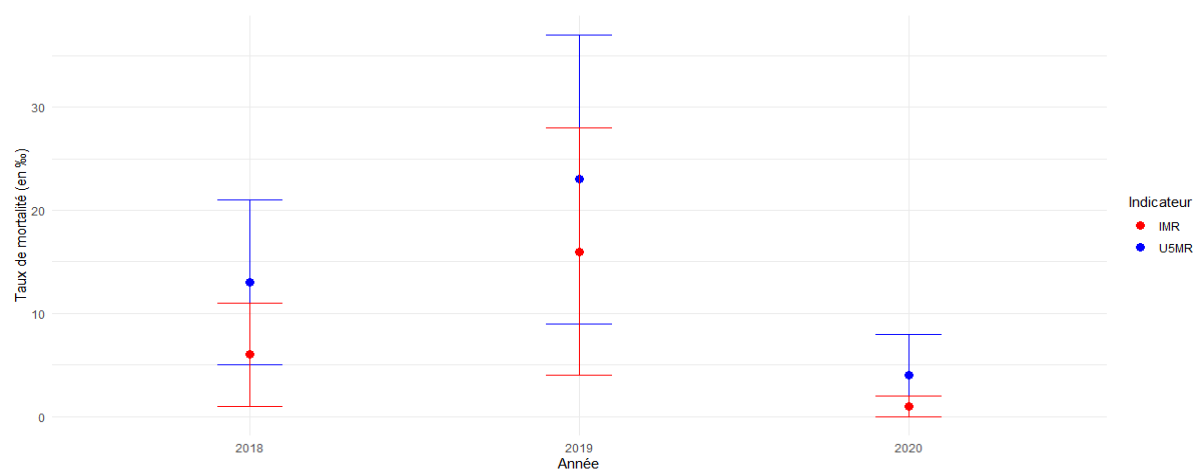
Tableau 6 : Estimations des taux de mortalité infanto-juvénile selon le sexe

	Mortalité infanto-juvénile des garçons (CI à 95%)			Mortalité infanto-juvénile des filles (CI à 95%)		
	2018	2019	2020	2018	2019	2020
Burkina Faso	60‰ (43 – 76)	48‰ (35 – 61)	48‰ (35 – 61)	38‰ (26 – 50)	44‰ (31 – 57)	37‰ (25 – 49)
Cambodge	26‰ (10 – 42)	13‰ (4 – 22)	14‰ (5 – 23)	13‰ (5 – 21)	23‰ (9 – 37)	4‰ (0 – 9)
Inde	46‰ (42 – 50)	43‰ (40 – 47)	50‰ (44 – 55)	37‰ (34 – 41)	39‰ (36 – 43)	48‰ (42 – 55)
Kenya	48‰ (35 – 60)	44‰ (33 – 55)	40‰ (27 – 54)	32‰ (23 – 41)	39‰ (28 – 50)	38‰ (27 – 49)
Madagascar	74‰ (57 – 91)	74‰ (58 – 90)	74‰ (58 – 90)	57‰ (43 – 70)	70‰ (54 – 86)	65‰ (49 – 80)
Mauritanie	45‰ (32 – 58)	47‰ (33 – 61)	42‰ (13 – 61)	32‰ (20 – 43)	42‰ (28 – 57)	32‰ (9 – 54)
Rwanda	43‰ (28 – 58)	48‰ (32 – 64)	43‰ (15 – 70)	41‰ (27 – 57)	42‰ (29 – 56)	35‰ (2 – 68)

Tableau 7 : Estimations des taux de mortalité infantile selon le sexe

	Mortalité infantile des garçons (CI à 95%)			Mortalité infantile des filles (CI à 95%)		
	2018	2019	2020	2018	2019	2020
Burkina Faso	36‰ (24 – 48)	32‰ (21 – 43)	30‰ (20 – 40)	20‰ (12 – 28)	31‰ (19 – 42)	23‰ (13 – 33)
Cambodge	21‰ (5 – 36)	10‰ (2 – 18)	12‰ (3 – 20)	6‰ (1 – 11)	16‰ (4 – 29)	1‰ (0 – 2)
Inde	40‰ (36 – 43)	38‰ (34 – 41)	44‰ (39 – 50)	32‰ (28 – 35)	34‰ (30 – 37)	41‰ (36 – 47)
Kenya	39‰ (28 – 51)	35‰ (25 – 44)	30‰ (17 – 42)	25‰ (17 – 33)	31‰ (21 – 41)	33‰ (22 – 43)
Madagascar	47‰ (33 – 60)	46‰ (33 – 59)	42‰ (29 – 55)	29‰ (20 – 39)	35‰ (24 – 47)	42‰ (30 – 55)
Mauritanie	35‰ (24 – 46)	38‰ (25 – 51)	36‰ (8 – 63)	26‰ (15 – 37)	37‰ (25 – 49)	21‰ (2 – 40)
Rwanda	34‰ (21 – 48)	42‰ (27 – 57)	23‰ (3 – 43)	32‰ (19 – 45)	30‰ (19 – 42)	28‰ (0 – 58)

Figure 7 : Estimations des taux de mortalité infanto-juvénile et infantile chez les filles au Cambodge



Résultats selon le milieu de résidence

Figure 8 : Évolution du ratio entre mortalité infanto-juvénile en milieu urbain et en milieu rural

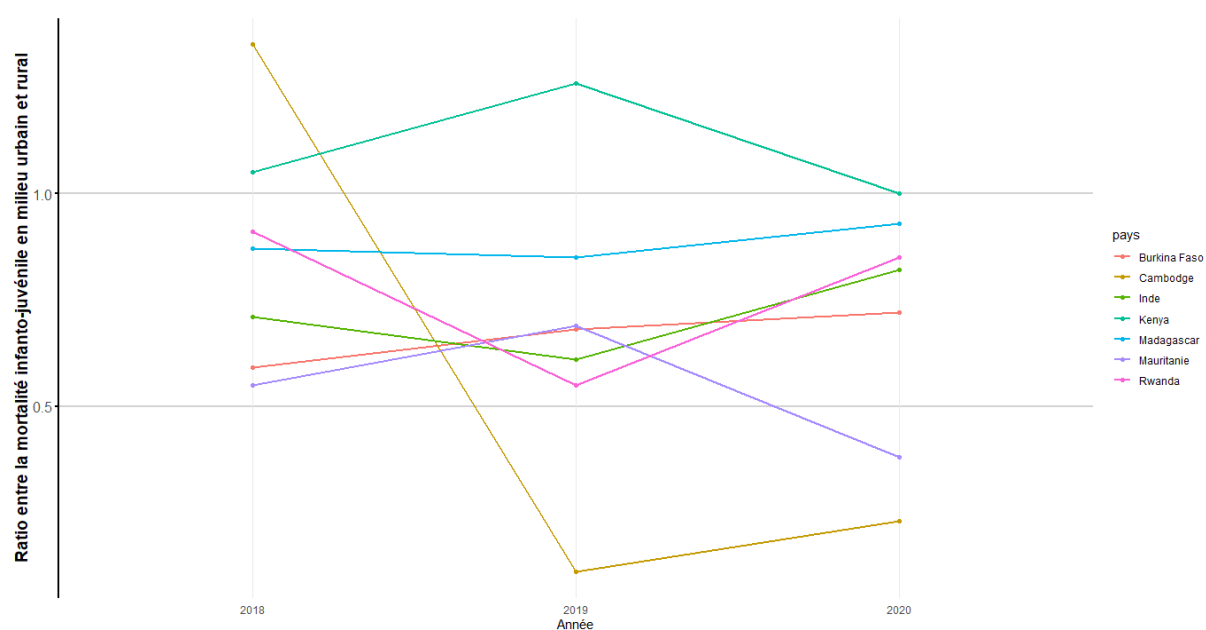


Tableau 8 : Estimations des taux de mortalité infanto-juvénile selon le milieu de résidence

	Mortalité infanto-juvénile en milieu urbain (CI à 95%)			Mortalité infanto-juvénile en milieu rural (CI à 95%)		
	2018	2019	2020	2018	2019	2020
Burkina Faso	32‰ (16 – 49)	34‰ (19 – 48)	31‰ (17 – 44)	54‰ (43 – 65)	50‰ (38 – 61)	43‰ (32 – 55)
Cambodge	23‰ (4 – 40)	3‰ (0 – 10)	3‰ (0 – 7)	17‰ (8 – 26)	28‰ (15 – 42)	13‰ (5 – 21)
Inde	32‰ (26 – 39)	28‰ (33 – 33)	42‰ (33 – 51)	45‰ (43 – 48)	46‰ (43 – 49)	51‰ (47 – 56)
Kenya	41‰ (27 – 56)	48‰ (32 – 63)	39‰ (21 – 57)	39‰ (31 – 48)	38‰ (29 – 47)	39‰ (31 – 48)
Madagascar	58‰ (39 – 78)	63‰ (39 – 85)	65‰ (35 – 93)	67‰ (54 – 80)	74‰ (61 – 87)	70‰ (58 – 83)
Mauritanie	26‰ (14 – 38)	35‰ (23 – 48)	26‰ (9 – 44)	47‰ (35 – 60)	51‰ (36 – 65)	68‰ (18 – 115)
Rwanda	39‰ (0 – 64)	27‰ (4 – 50)	35‰ (0 – 70)	43‰ (0 – 54)	49‰ (37 – 61)	41‰ (14 – 66)

Tableau 9 : Estimations des taux de mortalité infantile selon le milieu de résidence

	Mortalité infantile en milieu urbain (CI à 95%)			Mortalité infantile en milieu rural (CI à 95%)		
	2018	2019	2020	2018	2019	2020
Burkina Faso	26‰ (10 – 41)	27‰ (13 – 41)	23‰ (11 – 34)	29‰ (21 – 38)	33‰ (23 – 42)	28‰ (19 – 38)
Cambodge	14‰ (0 – 31)	3‰ (0 – 10)	1‰ (0 – 2)	13‰ (5 – 21)	20‰ (7 – 32)	10‰ (3 – 17)
Inde	29‰ (22 – 35)	23‰ (18 – 27)	36‰ (28 – 44)	38‰ (36 – 41)	40‰ (38 – 43)	45‰ (41 – 50)
Kenya	33‰ (20 – 46)	36‰ (23 – 49)	32‰ (14 – 49)	32‰ (24 – 40)	31‰ (23 – 40)	32‰ (23 – 39)
Madagascar	47‰ (29 – 65)	46‰ (25 – 66)	45‰ (26 – 64)	37‰ (27 – 46)	40‰ (30 – 49)	42‰ (32 – 51)
Mauritanie	19‰ (10 – 28)	29‰ (18 – 40)	18‰ (2 – 32)	39‰ (27 – 51)	43‰ (31 – 56)	60‰ (11 – 107)
Rwanda	34‰ (9 – 58)	27‰ (4 – 50)	25‰ (0 – 53)	33‰ (22 – 43)	38‰ (28 – 49)	26‰ (32 – 60)

Résultats selon l'indice de richesse du ménage

Figure 9 : Taux de mortalité infanto-juvénile et infantile selon le quintile de richesse en Inde

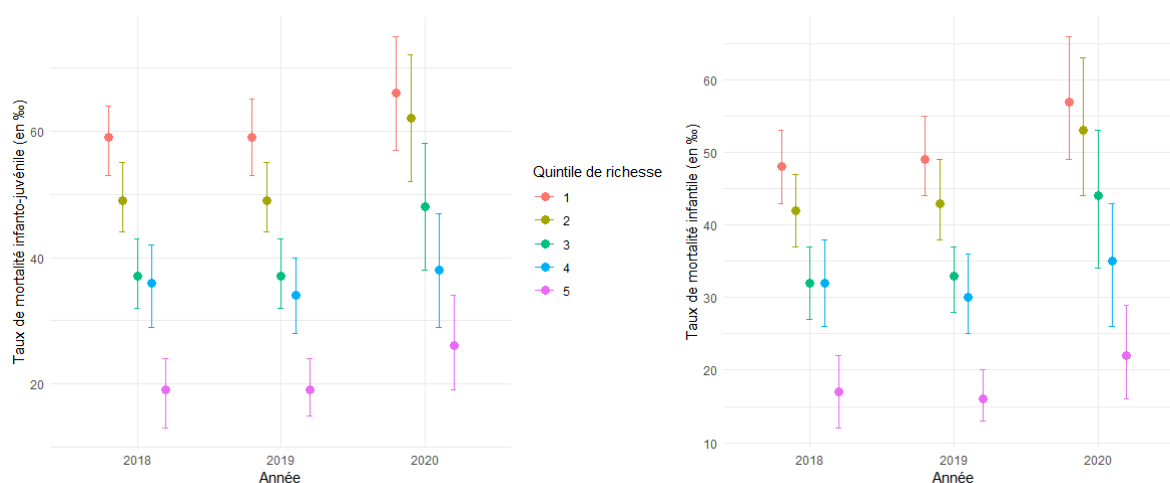


Tableau 10 : Estimations des taux de mortalité infanto-juvénile selon l'indice de richesse

	Burkina Faso	Cambodge	Inde	Kenya	Madagascar	Mauritanie	Rwanda
Quintile de richesse – 2018							
1	64‰ (40 – 88)	23‰ (88 – 37)	59‰ (53 – 64)	48‰ (32 – 63)	70‰ (47 – 93)	56‰ (27 – 83)	66‰ (38 – 93)
2	44‰ (27 – 61)	15‰ (0 – 35)	49‰ (44 – 55)	32‰ (18 – 45)	82‰ (53 – 109)	35‰ (18 – 51)	36‰ (15 – 56)
3	49‰ (26 – 71)	19‰ (1 – 35)	37‰ (32 – 43)	38‰ (20 – 55)	62‰ (38 – 84)	56‰ (34 – 76)	47‰ (19 – 75)
4	51‰ (31 – 72)	19‰ (3 – 36)	36‰ (29 – 42)	46‰ (27 – 66)	61‰ (32 – 89)	19‰ (7 – 31)	30‰ (12 – 48)
5	33‰ (12 – 54)	20‰ (53 – 64)	19‰ (13 – 24)	35‰ (16 – 54)	45‰ (25 – 63)	25‰ (3 – 46)	28‰ (10 – 45)
Quintile de richesse – 2019							
1	43‰ (24 – 63)	15‰ (2 – 27)	59‰ (53 – 65)	41‰ (28 – 55)	84‰ (62 – 106)	49‰ (28 – 70)	73‰ (45 – 99)
2	74‰ (46 – 100)	28‰ (0 – 55)	49‰ (44 – 55)	46‰ (29 – 63)	104‰ (74 – 133)	43‰ (16 – 69)	50‰ (26 – 73)
3	52‰ (32 – 72)	21‰ (3 – 38)	37‰ (32 – 43)	42‰ (22 – 62)	55‰ (34 – 76)	55‰ (30 – 78)	31‰ (10 – 51)
4	29‰ (13 – 44)	26‰ (0 – 52)	34‰ (28 – 40)	41‰ (21 – 60)	57‰ (29 – 84)	50‰ (24 – 75)	48‰ (19 – 76)
5	28‰ (9 – 46)	5‰ (0 – 15)	19‰ (15 – 24)	40‰ (21 – 60)	48‰ (24 – 72)	18‰ (2 – 34)	15‰ (2 – 29)
Quintile de richesse – 2020							
1	51‰ (30 – 72)	9‰ (1 – 18)	66‰ (57 – 75)	41‰ (28 – 54)	85‰ (59 – 111)	125‰ (11 – 226)	57‰ (7 – 105)
2	55‰ (31 – 78)	21‰ (1 – 40)	62‰ (52 – 72)	47‰ (29 – 66)	70‰ (46 – 93)	30‰ (0 – 58)	48‰ (0 – 111)
3	31‰ (15 – 46)	2‰ (1 – 4)	48‰ (38 – 58)	32‰ (15 – 48)	60‰ (37 – 81)	23‰ (0 – 49)	/
4	37‰ (17 – 57)	8‰ (0 – 19)	38‰ (29 – 47)	47‰ (17 – 76)	78‰ (50 – 106)	34‰ (0 – 67)	55‰ (0 – 121)
5	24‰ (8 – 40)	5‰ (0 – 13)	26‰ (19 – 34)	30‰ (13 – 47)	49‰ (23 – 74)	19‰ (0 – 43)	36‰ (0 – 71)

Tableau 11 : Estimations des taux de mortalité infantile selon l'indice de richesse

	Burkina Faso	Cambodge	Inde	Kenya	Madagascar	Mauritanie	Rwanda
Quintile de richesse – 2018							
1	40‰ (20 – 61)	18‰ (6 – 27)	48‰ (43 – 53)	35‰ (20 – 49)	36‰ (19 – 52)	50‰ (22 – 77)	49‰ (24 – 74)
2	23‰ (10 – 35)	10‰ (0 – 27)	42‰ (37 – 47)	28‰ (15 – 40)	44‰ (24 – 63)	32‰ (15 – 48)	26‰ (8 – 45)
3	25‰ (11 – 38)	19‰ (1 – 35)	32‰ (27 – 37)	36‰ (18 – 53)	34‰ (17 – 51)	38‰ (21 – 55)	41‰ (13 – 67)
4	25‰ (12 – 38)	43‰ (0 – 32)	32‰ (26 – 38)	38‰ (19 – 56)	42‰ (17 – 66)	17‰ (5 – 28)	29‰ (11 – 47)
5	30‰ (9 – 51)	16‰ (0 – 47)	17‰ (12 – 22)	25‰ (9 – 41)	35‰ (18 – 52)	12‰ (0 – 23)	17‰ (3 – 31)
Quintile de richesse – 2019							
1	29‰ (14 – 43)	7‰ (0 – 16)	49‰ (44 – 55)	33‰ (21 – 45)	37‰ (23 – 51)	39‰ (20 – 57)	49‰ (25 – 73)
2	55‰ (31 – 79)	18‰ (0 – 43)	43‰ (38 – 49)	40‰ (23 – 56)	60‰ (35 – 84)	35‰ (14 – 56)	50‰ (26 – 73)
3	32‰ (16 – 48)	18‰ (0 – 34)	33‰ (28 – 37)	32‰ (14 – 50)	33‰ (15 – 51)	55‰ (30 – 78)	24‰ (6 – 42)
4	15‰ (5 – 26)	26‰ (0 – 52)	30‰ (25 – 36)	31‰ (15 – 47)	29‰ (11 – 46)	35‰ (15 – 55)	37‰ (10 – 63)
5	24‰ (6 – 42)	/	16‰ (13 – 20)	31‰ (15 – 47)	44‰ (20 – 67)	18‰ (2 – 34)	15‰ (2 – 29)
Quintile de richesse – 2020							
1	33‰ (16 – 50)	9‰ (1 – 18)	57‰ (49 – 66)	34‰ (22 – 46)	41‰ (22 – 59)	125‰ (11 – 226)	57‰ (7 – 105)
2	35‰ (16 – 53)	17‰ (0 – 35)	53‰ (44 – 63)	30‰ (14 – 46)	32‰ (16 – 47)	6‰ (0 – 16)	27‰ (0 – 76)
3	21‰ (8 – 33)	/	44‰ (34 – 53)	29‰ (13 – 44)	40‰ (21 – 57)	17‰ (0 – 37)	/
4	29‰ (11 – 48)	/	35‰ (26 – 43)	38‰ (9 – 66)	67‰ (40 – 93)	34‰ (0 – 67)	32‰ (0 – 91)
5	14‰ (4 – 25)	5‰ (0 – 13)	22‰ (16 – 29)	26‰ (10 – 41)	36‰ (15 – 57)	2‰ (0 – 4)	14‰ (0 – 34)

UNIVERSITÉ CATHOLIQUE DE LOUVAIN
Faculté des sciences économiques, sociales, politiques et de
communication École des sciences politiques et sociales
(PSAD)

Place Montesquieu, 1 bte L2.08.05, 1348 Louvain-la-Neuve, Belgique | www.uclouvain.be/psad

Résumé

Titre : Comment la pandémie de Covid-19 a-t-elle impacté la mortalité des enfants de moins de 5 ans dans les pays à faible et moyen revenu ?

Introduction : Dans les pays à faible et moyen revenu, l'émergence de la pandémie de Covid-19 a suscité de nombreuses craintes en raison des potentielles conséquences d'une telle épidémie sur la santé et la mortalité des enfants de moins de 5 ans, via notamment la perturbation de l'accès à certains services de santé. L'objectif de ce mémoire est de tenter de mesurer l'impact réel de l'épidémie en mobilisant des données d'enquêtes de terrain réalisées auprès des populations des pays étudiés.

Données et méthodologie : Sur base de données provenant de sept Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) différentes, nous avons réalisé des estimations des taux de mortalité infanto-juvénile et infantile pour les années 2018, 2019 et 2020 et des estimations de l'accès à trois différents types de soins de santé. De cette manière, nous pouvons comparer les taux entre les différentes années et détecter les potentielles variations significatives au sein d'un pays qui coïncideraient avec la présence de la pandémie de Covid-19. Nous avons aussi ventilé les résultats selon quatre variables pour voir si des sous-ensembles de la population avaient été davantage touchés.

Résultats : L'Inde est le seul pays pour lequel nous avons détecté une hausse significative des taux de mortalité infanto-juvénile et infantile entre 2019 et 2020. Cette hausse pourrait être attribuable à une forte augmentation de la mortalité des moins de 5 ans chez les enfants dont la mère n'a pas suivi d'instruction. Dans le même temps au Cambodge, les probabilités de mourir avant 5 ans ont significativement diminué pour les filles mais pas pour les garçons. Il semblerait aussi que la pandémie de Covid-19 ait fait davantage de dégâts en milieu urbain. L'analyse de l'accès aux services de santé a révélé des perturbations significatives à Madagascar et au Cambodge alors qu'en Inde, des progrès significatifs ont été observés. Toutefois, les données EDS ne nous permettent pas de fournir des estimations toujours robustes et des études ultérieures pourront confirmer, ou non, ces résultats.

Mots-clefs : Mortalité des moins de 5 ans, Covid-19, pays à faible et moyen revenu, Enquêtes Démographiques et de Santé, santé publique.