

**HEC Montréal**

**Perspective socioéconomique du rôle de la confiance sur la coopération et  
sur l'efficacité des politiques de santé publiques : le cas de la Covid-19**

**Par**

**Catherine Feugeas**

**Sciences de la gestion  
(Spécialisation Économie appliquée)**

*Mémoire présenté en vue de l'obtention  
du grade de maîtrise ès sciences  
(M.Sc.)*

Bernard-P. Gauthier  
HEC Montréal  
Directeur de recherche

Avril 2024  
© Catherine Feugeas, 2024



## RÉSUMÉ

L'objectif de cette étude est d'analyser le succès de la lutte contre la pandémie de Covid-19 menée à l'échelle internationale en fonction de l'influence bénéfique de la confiance sur la coopération citoyenne et sur l'efficacité des politiques publiques à engendrer un plus grand degré de coopération. Par extension, nous examinons également l'ampleur de l'effet de la confiance sur l'état de santé global d'une population durant un enjeu collectif épidémiologique.

Cette recherche effectue une analyse conditionnelle des déterminants du niveau de surmortalité durant la Covid-19, en utilisant des données de 70 pays pour l'année 2021. Elle s'appuie sur un modèle microéconomique de production de santé et sur la littérature portant sur les déterminants en santé, la confiance et la coopération. Trois modèles distincts seront analysés où nous nous concentrons particulièrement sur le rôle direct de la confiance sur la surmortalité, sur le rôle modérateur de la confiance sur l'efficacité des politiques publiques sanitaires et sur le rôle médiateur du comportement de vaccination sur les effets liés à la confiance et à l'efficacité des politiques publiques sanitaires sur la surmortalité.

Notre analyse montre que la confiance modère fortement l'efficacité des politiques publiques de type « restrictives » durant la pandémie. Cela dit, cet effet n'est plus présent lorsque l'effet des politiques publiques est médié par le taux de vaccination. Elle montre également que l'effet de la confiance est inversement associé à la surmortalité, mais que son effet n'est pas médié par le biais de la vaccination.

**Mots clés :** Pandémie Covid-19, confiance, coopération, politiques publiques sanitaires, vaccination, dilemme social, enjeu d'action collective.

**Méthodes de recherche :** Économétrie / Analyse conditionnelle de processus.



## SUMMARY

The objective of this study is to analyze the success of the international fight against Covid-19, while considering the beneficial impact of interpersonal trust on cooperation between citizens, and on the efficiency of public policies in increasing cooperation. By extension, we also examine the effect size of trust on global health during an epidemiological event of such impact.

This study consists in a conditional process analysis on the drivers of excess mortality during Covid-19 using data for 70 countries in 2021. It uses a microeconomic model of production of health, and literature relative to health determinants, trust and cooperation. Three different models will be analyzed: a moderation model, a mediation model, as well as a first-stage moderated mediation model. We focus especially on the direct influence of trust on mortality, on its moderating role on trust and on health policies' efficiency, as well as on the mediating role of vaccination on public health policies' efficiency.

Our moderation analysis shows that trust strongly moderates the efficiency of “restrictive” public health policies during the pandemic. However, this effect disappears when the effect of policies on excess mortality is mediated by the vaccination rate. Finally, the study shows that higher trust is inversely linked with excess mortality, but that this effect is not mediated by the vaccination rate.

**Mots clés :** Covid-19 pandemic, trust, cooperation, public health policies, vaccination, social dilemma, collective action problem.

**Méthodes de recherche :** Econometrics / Conditional process analysis.

## TABLE DES MATIÈRES

<b>RÉSUMÉ</b> .....	<b>III</b>
<b>SUMMARY</b> .....	<b>V</b>
<b>TABLE DES MATIÈRES</b> .....	<b>VI</b>
<b>LISTE DES TABLEAUX</b> .....	<b>VIII</b>
<b>LISTE DES FIGURES</b> .....	<b>IX</b>
<b>INTRODUCTION</b> .....	<b>10</b>
<b>CHAPITRE 1. CONTEXTE PANDÉMIQUE</b> .....	<b>14</b>
1.1 Vue d'ensemble .....	14
1.2 Statistiques et tendances .....	15
1.3 Réactions politiques mondiales.....	17
<b>CHAPITRE 2. REVUE DE LITTÉRATURE</b> .....	<b>20</b>
2.1 Déterminants en santé .....	20
2.1.1. Comportements de santé durant la Covid-19 .....	22
2.1.2. Déterminants de comportements de santé durant la Covid-19.....	22
2.2 Un enjeu d'action collective .....	25
2.2.1. Logique du dilemme social .....	25
2.2.2. Confiance et coopération .....	27
2.2.3. Confiance et politiques publiques .....	31
<b>CHAPITRE 3. MÉTHODOLOGIE ÉCONOMÉTRIQUE</b> .....	<b>35</b>
3.1 Cadre conceptuel.....	35
3.2 Hypothèses et modèles de processus transitionnels de santé .....	37
3.3 Données.....	49
3.4 Évidences empiriques .....	59
3.5 Spécification des modèles.....	64
3.5.1. Modèle 1 (Modération) .....	65
3.5.2. Modèle 2 (Médiation) .....	73
3.5.3 Modèle 3 (Médiation modérée de première étape) .....	84
<b>CHAPITRE 4. RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES</b> .....	<b>91</b>
4.1 Présentation des résultats du modèle 1 .....	91
4.1.1. M1 sans covariants.....	92

4.1.2. M1 avec covariants .....	95
4.1.3. Principaux résultats .....	97
4.1.4. Endogénéité.....	99
4.1.5. Synthèse des conclusions liées aux hypothèses 1 et 2 .....	100
4.2 Présentation des résultats du modèle 2 .....	101
4.2.1. M2 sans covariants.....	102
4.2.2. M2 avec covariants .....	105
4.2.3. Principaux résultats .....	108
4.2.4. Endogénéité.....	110
4.2.5. Synthèse des conclusions liées aux hypothèses 3 et 4 .....	111
4.3 Présentation des résultats du modèle 3 .....	113
4.3.1. M3 sans covariants.....	114
4.3.2. Principaux résultats .....	118
4.3.3. Endogénéité.....	119
4.3.4. Synthèse des conclusions liées à l'hypothèse 5 .....	121
4.4 Conclusions par rapport aux questions de recherche .....	123
<b>CONCLUSION .....</b>	<b>125</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE .....</b>	<b>128</b>
<b>ANNEXE A : CARACTÉRISTIQUES ÉPIDÉMIOLOGIQUES .....</b>	<b>139</b>
<b>ANNEXE B : STATISTIQUES RÉCOLTÉES SUR LES INFECTIONS/DÉCÈS LIÉS À LA COVID PAR RÉGIONS ET PAYS CHOISIS .....</b>	<b>141</b>
<b>ANNEXE C : DESCRIPTION DES POLITIQUES PUBLIQUES RESTRICTIVES EXAMINÉES ..</b>	<b>142</b>
<b>ANNEXE D : DESCRIPTION DES POL. PUBLIQUES DE SANTÉ NON-RESTRICTIVES EXAMINÉES.....</b>	<b>144</b>
<b>ANNEXE E : RÉGRESSIONS PAR MCO DE CHAQUE ÉVIDENCE EMPIRIQUE.....</b>	<b>145</b>
<b>ANNEXE F : ARBRE DÉCISIONNEL DE ZHAO ET AL. (2010) .....</b>	<b>147</b>
<b>ANNEXE G : MODÈLE DE MÉDIATION MODÉRÉE DE PREMIÈRE ET DIRECTE ÉTAPE....</b>	<b>148</b>
<b>ANNEXE H : EFFETS MARGINAUX ESTIMÉS.....</b>	<b>149</b>
<b>ANNEXE I : EXERCICES DE ROBUSTESSE .....</b>	<b>150</b>

## LISTE DES TABLEAUX

<b>Tableau 1</b> Synthèse des hypothèses .....	49
<b>Tableau 2</b> Récapitulatif des questions/réponses tirées de Wellcome Global Monitor (2018).....	53
<b>Tableau 3</b> Signes attendus entre les variables explicatives et les variables dépendantes .....	56
<b>Tableau 4</b> Statistiques descriptives .....	57
<b>Tableau 5</b> Matrice de corrélation des variables .....	58
<b>Tableau 6</b> Tableau récapitulatif des variables du modèle 1 .....	71
<b>Tableau 7</b> Résumé des types de médiation décrits par Zhao et al. (2010) .....	81
<b>Tableau 8</b> Tableau récapitulatif des variables du modèle 2 .....	83
<b>Tableau 9</b> Tableau récapitulatif des variables du modèle 3 .....	89
<b>Tableau 10</b> Analyse de modération – M1 sans covariants.....	92
<b>Tableau 11</b> Estimés de la pente simple de l'effet conditionnel des politiques publiques restrictives à différents niveaux de l'indice de confiance .....	94
<b>Tableau 12</b> Analyse de modération – M1 avec covariants .....	95
<b>Tableau 13</b> Estimés de la pente simple de l'effet conditionnel des politiques publiques restrictives à différents niveaux du modérateur – M1 avec covariants .....	97
<b>Tableau 14</b> Principaux résultats – M1 avec covariants.....	98
<b>Tableau 15</b> Synthèse des conclusions liées aux hypothèses 1 et 2 .....	101
<b>Tableau 16</b> Analyse de médiation selon le type de politiques publiques (Xn) – M2 sans covariants .....	103
<b>Tableau 17</b> Analyse de médiation selon le type de politiques publiques (Xn) – M2 avec covariants .....	106
<b>Tableau 18</b> Principaux résultats - M2 avec covariants .....	108
<b>Tableau 19</b> Synthèse des conclusions liées aux hypothèses 3 et 4 .....	112
<b>Tableau 20</b> Analyse de médiation modérée selon le type de politiques publiques (Xn) – M3 sans covariants .....	114
<b>Tableau 21</b> Estimé de la pente simple de l'effet conditionnel de chaque type de politiques publiques à différents niveaux de l'indice de confiance sur le taux de vaccination – M3 sans covariants .....	116
<b>Tableau 22</b> Intervalles de confiance suite au test par bootstrap de l'indice de médiation modérée et de l'effet indirect conditionnel de chaque type de politiques publiques .....	117
<b>Tableau 23</b> Principaux résultats – M3 sans covariants .....	118
<b>Tableau 24</b> Synthèse des conclusions liées à l'hypothèse 5 .....	122

## LISTE DES FIGURES

<b>Figure 1</b> Nouveaux décès liés à la Covid-19 par million d’habitants par trimestre dans le monde .....	16
<b>Figure 2</b> Nouveaux cas d’infection par million d’habitants par trimestre dans le monde.....	16
<b>Figure 3</b> Évolution de l’indice global moyen de sévérité et de réponse gouvernementale ....	18
<b>Figure 4</b> Évolution trimestrielle du taux global de nouvelles personnes vaccinées par 100 habitants.....	19
<b>Figure 5</b> Doses de vaccins administrées par 100 habitants en date du 29 décembre 2022 ....	19
<b>Figure 6</b> Le modèle TCC modifié .....	28
<b>Figure 7</b> Modèle conceptuel économique d’un processus transitionnel de santé.....	35
<b>Figure 8</b> Cadre conceptuel du modèle 1.....	42
<b>Figure 9</b> Cadre conceptuel des modèles de santé 2 et 3 .....	48
<b>Figure 10</b> Surmortalité et vaccination .....	59
<b>Figure 11</b> Surmortalité et confiance.....	60
<b>Figure 12</b> Vaccination et confiance.....	60
<b>Figure 13</b> Surmortalité et politiques publiques restrictives.....	61
<b>Figure 14</b> Vaccination et politiques publiques restrictives .....	62
<b>Figure 15</b> Surmortalité et politiques publiques de santé non-restrictives .....	63
<b>Figure 16</b> Vaccination et politiques publiques de santé non-restrictives .....	63
<b>Figure 17</b> Diagramme conceptuel de modération (M1).....	65
<b>Figure 18</b> Diagramme statistique de modération (M1).....	68
<b>Figure 19</b> Diagramme conceptuel de médiation (M2) .....	74
<b>Figure 20</b> Diagramme statistique de médiation (M2) .....	77
<b>Figure 21</b> Diagramme conceptuel de médiation modérée de première étape (M3).....	84
<b>Figure 22</b> Diagramme statistique de médiation modérée de première étape (M3) .....	86
<b>Figure 23</b> Graphique des pentes simples observées de l’effet conditionnel des politiques publiques restrictives à différents niveaux de l’indice de confiance – M1 sans covariants....	94
<b>Figure 24</b> Graphique des pentes simples observées de l’effet conditionnel des politiques publiques restrictives à différents niveaux de l’indice de confiance – M1 avec covariants ...	97
<b>Figure 25</b> Graphique des pentes simples observées de l’effet conditionnel de chaque type de politiques publiques à différents niveaux de l’indice de confiance sur le taux de vaccination – M3 sans covariants.....	116

## **INTRODUCTION**

En janvier 2020, la pandémie de la Covid-19 (SRAS-CoV-2) a secoué la planète. Elle a rapidement entraîné la saturation des services de santé et a engendré des effets dévastateurs sur la mortalité à travers le monde. Les gouvernements ont tenté d'en réduire la propagation par le biais de différentes mesures, approches et politiques publiques. En moins de six mois, plus de 50% de la population mondiale avait déjà été soumise à d'importantes politiques de confinement de la part des autorités nationales (Allain-Dupré et al., 2020).

Les règles et restrictions mises en place dans les différents états ont varié considérablement en matière de degré de coercition et portée (Hale et al., 2021). Les analystes ont été intrigués par les politiques intrusives introduites dans de nombreuses démocraties occidentales (Cohen & Kupferschmidt, 2020), mais surpris par ce qui est décrit comme l'approche suédoise « légère » (Henley, 2020) et contrariés par les actions policières plus répressives, comme au Kenya (Olewe, 2020). Malgré la rapidité d'action généralisée des états, le degré de réussite de ces politiques a toutefois varié d'un pays à l'autre en ce qui a trait à la réduction de la mortalité liée à la pandémie. Ainsi, après trois ans de pandémie, la mortalité cumulative en Finlande représentait environ la moitié de celle aux États-Unis : 1 550 personnes par million d'habitants contre 3 200 personnes par million d'habitants, respectivement (OMS Tableau de bord Covid-19, 2023).

De manière générale, le capital social figure en tête de liste des déterminants potentiels de l'efficacité des politiques publiques dans un contexte de pandémie. Putnam (1993) définit le capital social comme tout élément de l'organisation sociale, tels que les normes et les réseaux, qui peuvent augmenter l'efficacité sociétale en facilitant les actions coordonnées. La confiance est spécifiquement un de ces éléments de l'organisation sociale qui est crucial au bon fonctionnement de la société.

Historiquement, la confiance a joué un rôle significatif dans le développement des diverses sociétés à travers le monde, par l'entremise de mécanismes tels que la facilitation de la coordination des actions, la création de capital humain ou la réduction des risques bénéficiant à l'investissement (Bjørnskov, 2012). Le niveau de confiance exhibé par un individu est également un prédicteur robuste de son niveau de coopération (Earle & Siegrist, 2008). Par conséquent, il est possible de croire que le niveau de confiance au sein d'une population influence significativement

la coopération sociale lors d'un enjeu collectif tel que celui d'une pandémie. Par extension, il est aussi possible de croire que l'efficacité des politiques qui sont adoptées en réponse à un tel enjeu dépend de ce niveau de confiance, puisque leur objectif est justement d'engendrer un certain degré de coopération.

La pandémie de la Covid-19 est précisément un défi social commun (dilemme social ou problème d'action collective) requérant un haut niveau de collaboration citoyenne (Harring et al., 2021). Les effets négatifs sur la santé causés par le virus affectent à des degrés divers tous les citoyens et engendre le besoin collectif d'en freiner la transmission. Les individus impliqués dans ce problème sont requis d'adopter certains comportements pour faire face à la Covid qui sont coûteux et parfois exigeants (e.g. isolement). Selon la logique du dilemme social, la plupart des gens ne sont pas prêts à faire de tels sacrifices, puisqu'ils ne sont pas disposés à accepter des coûts personnels pour des avantages qui sont principalement collectifs (Harring et al., 2021). Cela les incite alors à poursuivre plutôt des gains individuels (Dawes, 1980). Dans ce genre de contexte, la coopération conditionnelle, qui est atteinte lorsqu'un individu est prêt à coopérer volontairement pour le bien d'autrui car il croit que son prochain lui retournera la pareille, doit être favorisée (Gächter & Herrmann, 2009; Harring et al., 2021).

De plus, selon Harring et al. (2021), l'efficacité des politiques publiques dépend du type de politiques implantées et du contexte social. Les politiques de type « restrictives » sont susceptibles de fonctionner de manière efficace dans des contextes caractérisés par une faible confiance sociale. Dans ce genre de contexte, les individus sont réticents à coopérer volontairement et ce manque de collaboration génère une forte demande d'interventions externes coercitives. Ces politiques coercitives permettent d'imposer à une majorité de la population des comportements de collaboration en matière de santé qui ne seraient pas volontairement adoptés. À l'inverse, il est anticipé que les politiques publiques sanitaires qui laissent plus de discrétion aux citoyens soient plus efficaces dans un contexte où le niveau de confiance est élevé. Dans ce type de contexte, les individus sont davantage enclins à adopter volontairement des comportements favorables à la santé, réduisant la nécessité d'interventions coercitives externes.

L'objectif de cette étude est d'analyser le succès de la lutte contre la Covid-19 menée à l'échelle internationale en fonction des différents types de politiques publiques adoptées visant à promouvoir la santé, ainsi que du niveau de confiance au sein de la population. Plus précisément,

nous examinons le rôle de la confiance interpersonnelle en tant que facteur influençant la mortalité par son impact bénéfique sur la coopération, mais aussi sur l'efficacité des politiques publiques mises en œuvre pendant la pandémie.

La question de recherche principale est la suivante : quel est l'impact de la confiance interpersonnelle sur l'état de santé global d'une population lors d'un enjeu d'action collective de style pandémique?

Deux sous-questions de recherche seront également examinées :

- La confiance a-t-elle encouragé la coopération en santé durant la pandémie?
- La confiance a-t-elle fait varier l'efficacité des politiques publiques visant à améliorer le niveau de santé de la population durant la pandémie?

Ces trois questions de recherche seront étudiées dans un cadre d'analyse conditionnelle de processus en utilisant des données de surmortalité sur une échelle internationale pour l'année 2021. Cette analyse de processus s'appuie sur un modèle microéconomique de production de santé et sur la littérature portant sur les déterminants en santé, la confiance interpersonnelle et la coopération. Afin de répondre à ces questions de recherche, nous examinons trois modèles distincts : un modèle de modération, un modèle de médiation et un modèle de médiation modérée. Nous nous concentrons particulièrement sur le rôle bénéfique que peut exercer l'élément de confiance sur le degré de coopération observé, mais également sur sa capacité potentielle à modérer l'efficacité des politiques publiques pandémiques. Nous recherchons également si le comportement de vaccination est un médiateur de l'effet des politiques publiques adoptées durant la pandémie afin de promouvoir la santé.

D'abord, nous trouvons une association entre un niveau de confiance faible et une surmortalité plus élevée à travers tous nos modèles empiriques. De plus, notre analyse de modération montre que l'efficacité des politiques sanitaires restrictives à réduire la surmortalité est plus forte lorsque la confiance est faible. Finalement, notre analyse de médiation montre que l'effet médiateur de la confiance n'agit pas par le biais du comportement de vaccination, mais bien au travers de d'autres comportements de collaboration. Nous ne sommes pas en mesure de montrer que le niveau de

confiance influence l'effet des politiques publiques sanitaires sur la surmortalité lorsqu'il est médié par la vaccination.

Plusieurs études ont analysé l'effet de la confiance sur les comportements de santé, sur les perceptions des risques et sur la mortalité durant la pandémie. Par exemple, Siegrist et al. (2021) montrent que la confiance interpersonnelle a réduit la perception du risque durant la pandémie, amplifiant la transmission du virus. Également, plusieurs études ont analysé l'efficacité des politiques sanitaires adoptées durant la pandémie. Par exemple, Banholzer et al. (2021) estiment que les interventions sanitaires les plus efficaces consistent en l'interdiction de grands regroupements ainsi que la fermeture d'espaces événementiels et d'écoles. Certaines analyses structurelles portent aussi sur l'impact de la confiance sur les comportements de santé, affectant par la suite certaines mesures épidémiologiques (e.g. Yuan et al., 2022). Cependant, à notre connaissance, notre recherche est une des premières qui examine l'impact des politiques publiques, conditionnellement à la confiance, sur l'état de santé dans un modèle structurel. De plus, nous appliquons une perspective à la fois économétrique et sociologique à cette analyse du cas de Covid-19, un angle plus rarement exploré dans la littérature.

Cette étude est organisée comme suit. Le chapitre 1 présente le contexte pandémique de la Covid-19. Le chapitre 2 présente la littérature sur les déterminants en santé, sur la logique du dilemme social et sur la confiance, la collaboration et les politiques publiques. Le chapitre 3 présente notre cadre conceptuel et nos hypothèses théoriques. Il inclut également les données, les évidences empiriques et la méthodologie statistique. Le chapitre 4 présente les résultats d'estimation obtenus et leur interprétation en lien avec les hypothèses et les questions de recherche. Finalement, nous concluons en présentant l'importance de l'analyse, ses limites et certaines avenues futures.

# **CHAPITRE 1. CONTEXTE PANDÉMIQUE**

Ce premier chapitre présente le contexte de la pandémie d'un point de vue épidémiologique et socioéconomique. Nous présentons tout d'abord l'évolution temporelle et certaines statistiques concernant son impact mortel et infectieux. Puis, nous décrivons brièvement l'ampleur des réactions politiques publiques mondiales ayant suivi l'émergence de la maladie.

## **1.1 Vue d'ensemble**

La pandémie de la Covid-19, SRAS-CoV-2 de son nom scientifique (Walker et al., 2020), est une Maladie Infectieuse Émergente (MIE)<sup>1</sup>. Dans l'annexe A, nous en décrivons les caractéristiques épidémiologiques (i.e. contagion et létalité)<sup>2</sup>. Depuis les années 1970, près de 40 MIEs se sont transmises de la nature à l'être humain. Parmi les plus tristement connues figurent le SRAS (Syndrome respiratoire aigu sévère), Ébola ou le SRMO (Syndrome respiratoire du Moyen-Orient). L'émergence ou la réémergence des MIEs résulte de l'évolution biologique d'organismes pathogènes, mais également de l'évolution des comportements sociaux. Les facteurs naturels sont, par exemple, l'expansion continue de l'humanité sur les territoires naturels ou le réchauffement climatique (Baylor College of Medicine, 2022). Les facteurs culturels et sociaux sont, par exemple, la désinformation médiatique, la croissance de la population, l'urbanisation ou la mondialisation. Ces facteurs naturels, combinés aux contextes socioéconomiques globaux, laissent présager une exacerbation de l'impact des MIEs au fil du temps.

## **D'épidémie à pandémie**

En ce qui concerne la Covid-19, la crise pandémique peut être séparée en trois étapes importantes : son origine, son explosion locale puis sa propagation mondiale (Platto et al., 2021). En 2019, en Chine, circulait un virus alors « inconnu » qui affectait des individus de manière limitée et qui ne pouvait pas encore être qualifié d'épidémie. À la toute fin de la même année, il explosait à Wuhan,

---

<sup>1</sup> Afin d'être classée comme telle, une MIE doit rencontrer deux critères : l'agent infectieux doit être introduit au sein d'une population vulnérable et doit être facilement transmissible à un rythme accéléré (pour chaque agent contagieux, plus d'un autre agent est infecté) (Baylor College of Medicine, 2022).

<sup>2</sup> « Le taux de létalité permet d'apprécier la gravité d'une maladie et se définit comme la proportion des cas d'une maladie ou d'une infection donnée qui ont une issue fatale au cours d'une période donnée. Il est généralement exprimé en pourcentage. » (Bonita et al. 2010).

dans un marché humide<sup>3</sup>. Ce marché offrait d'importantes opportunités de mutations génétiques où le virus s'adapta afin de mieux contaminer les êtres vivants entrant en son contact. Le premier cas de Covid-19 a été détecté le 1<sup>er</sup> décembre 2019. Le 29 décembre, avec plus de 100 cas confirmés, le virus est perçu comme une menace épidémique en Chine. L'épidémie est finalement déclarée dans le pays en début 2020, alors que plusieurs cas émergent ailleurs sur la planète.

D'un point de vue épidémiologique, l'éclosion d'un virus de type SRAS-CoV était inévitable selon Platto et al. (2021). Cependant, dû aux structures politiques et économiques profondément interreliées du monde moderne, sa nature globalisée était une première historique. En janvier 2020, l'OMS intervient et caractérise la Covid-19 comme une urgence en santé publique de portée internationale<sup>4</sup>, la sixième urgence de son histoire (Eurosurveillance editorial team, 2020)<sup>5</sup>. En mars 2020, moins de deux mois plus tard, l'OMS reconnaît officiellement que l'épidémie de Covid-19 s'est transformée en pandémie<sup>6</sup> (Tedros, 2020)<sup>7</sup>.

## 1.2 Statistiques et tendances

Les figures 1 et 2 illustrent le nombre de nouveaux décès et de nouvelles infections liés à la Covid-19 dans le monde pour chaque trimestre de 2020 à 2022 ainsi que les moyennes annuelles.

---

<sup>3</sup> Un marché humide (« wet market ») est un marché à proximité d'aires résidentielles, où la nourriture est conservée et vendue. Plusieurs sortes d'animaux vivants y sont tués avant d'être vendus, tels que des rats-laveurs, des chiens, des cochons ainsi que différentes espèces de chauve-souris. Les animaux vivants sont gardés dans des conditions peu hygiéniques. (Platto et al., 2021).

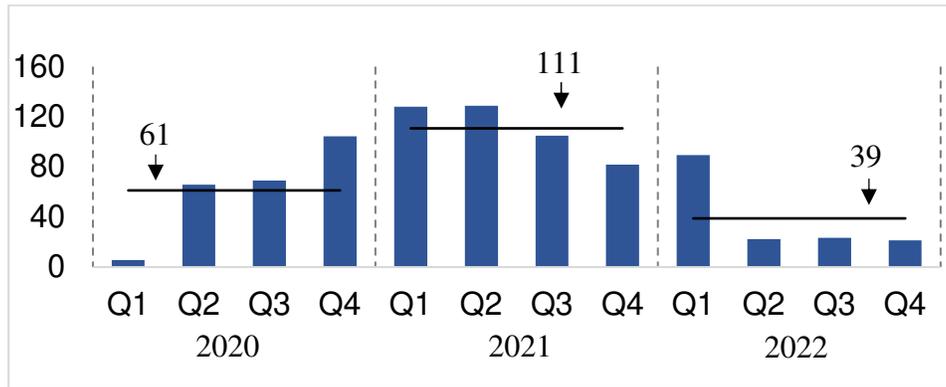
<sup>4</sup> Définie par l'OMS sous le terme anglais « Public Health Emergency of International Concern », ou PHEIC.

<sup>5</sup> À cette date, 24 pays sont en mesure de confirmer des cas d'infection. Dans l'annexe B, nous fournissons un tableau incluant certaines données de l'OMS (OMS Tableau de bord Covid-19, 2023) sur les cas et décès liés à la Covid-19. À l'aide de ces données, nous remarquons que le 30 janvier 2020, la Chine mène alors largement quant aux taux d'infection globaux. Concernant les décès, seule la Chine en dénombrait à cette date.

<sup>6</sup> Une pandémie est définie comme une épidémie qui se produit à une échelle internationale, ou sur une très grande distance, qui traverse des frontières et affecte un nombre anormalement élevé de personnes (Last & IEA, 2001).

<sup>7</sup> Toujours selon le tableau de l'annexe B, nous remarquons que les taux d'infection explosent un peu partout, mais varient selon les régions. La Covid-19 n'a que récemment perdu son statut pandémique, en mai 2023 (Tedros, 2023).

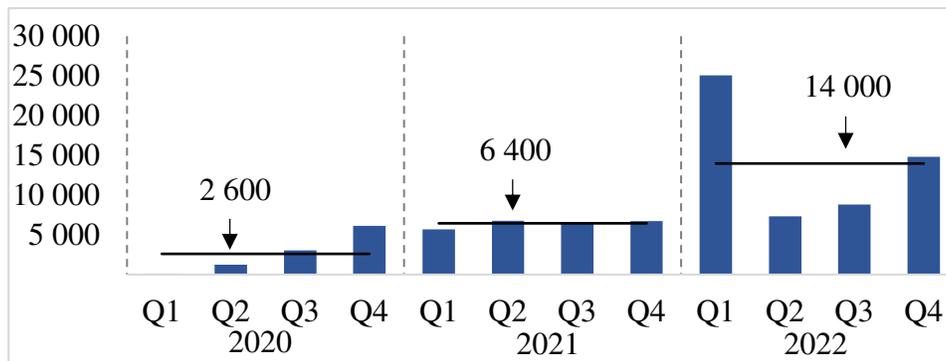
**Figure 1** Nouveaux décès liés à la Covid-19 par million d'habitants par trimestre dans le monde



Source des données : OMS Tableau de bord Covid-19 (2023)

En 2020, le nombre moyen de nouveaux décès liés à la Covid atteint trimestriellement approximativement 60 décès par million d'habitants (0,006%). En 2021, il atteint un sommet moyen d'environ 110 nouveaux décès par trimestre (0,01%), avant de redescendre à son taux le plus faible (0,004%) en 2022.

**Figure 2** Nouveaux cas d'infection par million d'habitants par trimestre dans le monde



Source des données : OMS Tableau de bord Covid-19 (2023)

Les infections ne suivent pas la même tendance. Après une augmentation graduelle en 2020, les taux d'infection sont remarquablement stables à chaque trimestre de 2021 (moyenne annuelle de 0,6%). Durant le premier trimestre de 2022, l'émergence du variant Omicron propulse les cas d'infection à un taux particulièrement élevé (2,5%). À partir de ce moment-là, il se creuse un écart grandissant entre l'infectiosité du virus, qui augmente, et le taux de mortalité, qui diminue.

Certains facteurs peuvent expliquer cet écart (Charumilind et al., 2022). Notamment, les scientifiques ont constaté que le variant Omicron, au contraire des variants précédents, pouvait

infecter un individu malgré une vaccination complète ou une immunité développée à la suite d'infections passées. C'est ce qui a entraîné les taux records d'infection. Cependant, sa plus grande infectiosité était accompagnée d'une plus faible létalité que les variants précédents, ce qui se traduit en 2022 par l'absence d'une augmentation proportionnelle en mortalité. Lors de notre analyse empirique, nous n'étudions que l'année 2021, période durant laquelle les taux d'infection et de mortalité sont respectivement relativement stables et élevés.

### **1.3 Réactions politiques mondiales**

Un des éléments distinctifs de la pandémie fut la réaction et la rapidité d'action des autorités internationales afin de réduire la transmission du virus, surtout dans le but d'en réduire la mortalité et d'éviter l'engorgement des hôpitaux (Zhao & Chen, 2020). Les diverses mesures mises en place en vue d'enrayer la progression fulgurante du virus étaient, entre autres, l'annulation d'événements publics, la fermeture de commerces non essentiels, etc. (Hale et al, 2021). Le degré de coercition de ces politiques a varié, selon qu'il s'agisse de politiques non-restrictives, telles que l'accès à des services de testage et des investissements supplémentaires en santé, ou qu'il s'agisse de politiques contraignantes restrictives, telles que la mise en place de couvre-feux et les interdictions de regroupements privés. Le degré de respect des politiques sanitaires a également varié, dépendant de facteurs sociaux tels que la confiance et la perception des risques (Siegrist et al., 2021).

Il est possible d'illustrer l'ampleur de ces réactions à l'aide de statistiques du projet de recherche « Covid-19 Government Response Tracker » (Hale et al., 2021). Celles-ci mesurent l'étendue des politiques publiques visant à lutter contre la pandémie au sein d'environ 180 pays. Deux mesures sont particulièrement révélatrices : (a) l'indice de réponse gouvernementale, mesurant sur une échelle de 0-100 le niveau d'implantation de tous types de politiques confondues (politiques de confinement<sup>8</sup>, politiques économiques<sup>9</sup> et politiques de santé<sup>10</sup>) et (b) l'indice de sévérité, mesurant sur une échelle de 0-100 le niveau d'importance des politiques de fermeture de lieux publics et de confinement.

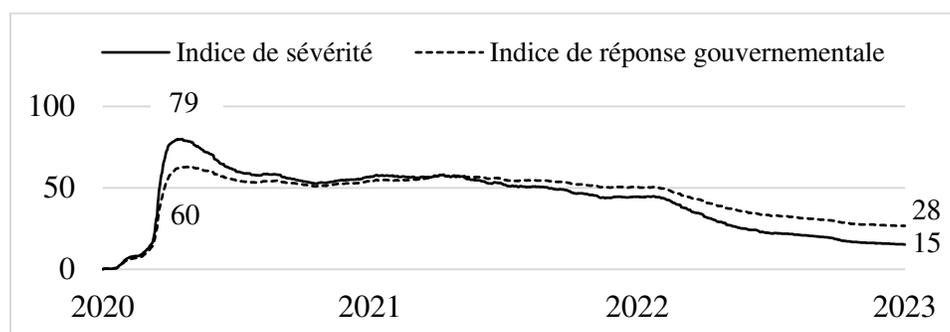
---

<sup>8</sup> Spécifiquement : fermetures d'espaces publics et de transport public, annulations d'événements publics et limites de regroupement, quarantaines ou couvre-feux et restrictions de mouvement au niveau régional ou international.

<sup>9</sup> Spécifiquement : soutien au revenu et à la dette.

<sup>10</sup> Spécifiquement : campagnes d'information publique, testage, suivi de contacts infectieux, politiques concernant le port du masque, politiques de vaccination et protection des aînés.

**Figure 3** Évolution de l'indice global moyen de sévérité et de réponse gouvernementale



Source des données : « Covid-19 Government Response Tracker » Hale et al. (2021)

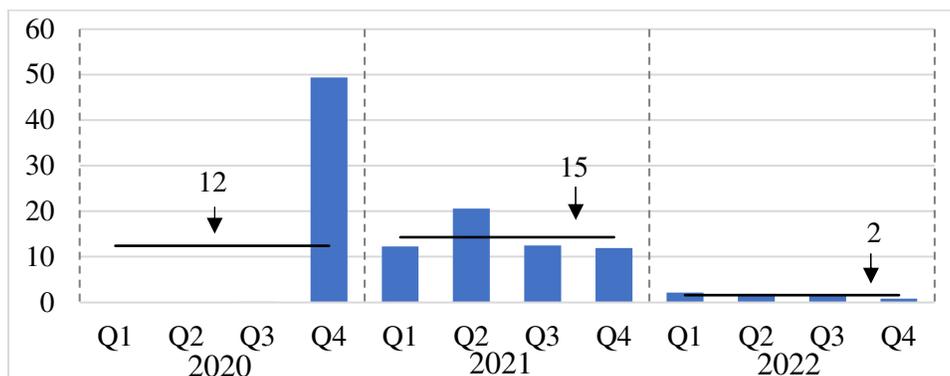
Dès le début de la crise, l'approche prioritaire globale fut d'implanter des politiques plus restrictives, visant à limiter les mouvements et les déplacements de la population pour réduire les contacts potentiels de transmission. Tel qu'illustré dans la figure 3<sup>11</sup>, durant les quatre premiers mois de 2020, l'indice global moyen de sévérité des mesures est passé de 0 à 79, pour progressivement redescendre à 15, deux ans plus tard. L'indice de réponse gouvernementale, lui, plafonne autour de 60, avant de rattraper éventuellement l'indice de sévérité et de le devancer, terminant 2022 à 28. Cette sévérité initiale a donc progressivement été remplacée par la mise en place de politiques moins coercitives, telles que des mesures de santé comme le suivi de contacts infectieux ou la disponibilité à la vaccination, ainsi que des mesures économiques de soutien au revenu et à la dette. Dans cette étude, nous examinons spécifiquement l'efficacité de certaines politiques publiques restrictives, ainsi que de certaines politiques de santé non-restrictives.

Une autre initiative globale particulièrement efficace afin de freiner la progression du virus fut le développement de vaccins, le premier ayant été approuvé en moins d'un an (OMS, 2020d)<sup>12</sup>. A la fin de 2022, il existait 30 vaccins différents approuvés pour utilisation. Selon Mathieu et al. (2021), le sommet du taux de nouvelles personnes vaccinées par 100 habitants fut atteint au dernier trimestre de 2020, lorsque les premiers vaccins deviennent accessibles. Lors des trimestres suivants, le rythme de vaccination diminue. En 2022, une baisse dans la couverture vaccinale globale coïncide avec la baisse du taux de mortalité associé au variant Omicron. L'évolution du taux de nouvelles personnes vaccinées est représentée à la figure 4.

<sup>11</sup> Nous mesurons chaque indice global par une moyenne simple des indices récoltés pour chaque pays inclus dans l'échantillon du projet. Les indices par pays sont tirés des séries temporelles fournies par Hale et al. (2021).

<sup>12</sup> Cette vitesse est également une première historique, ce processus prenant généralement de 8 à 15 ans (Klobucista, 2022).

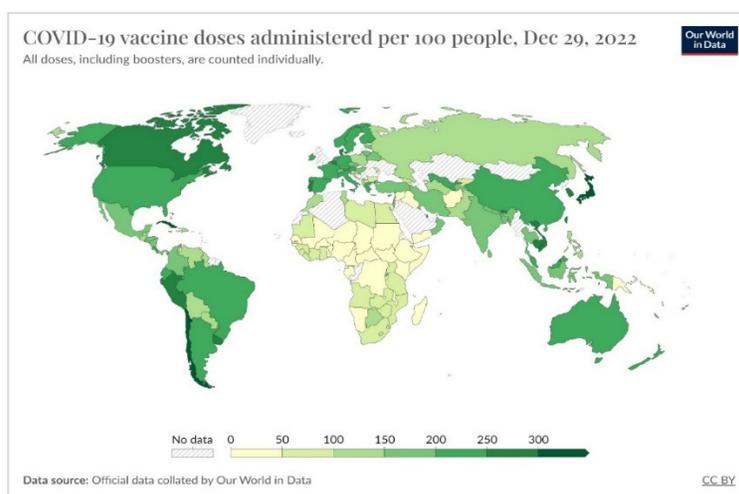
**Figure 4** Évolution trimestrielle du taux global de nouvelles personnes vaccinées par 100 habitants



Source des données : OWID (Mathieu et al., 2021)

La figure 5 montre la couverture régionale du nombre de doses de vaccin administrées par 100 habitants. Nous remarquons qu'à la fin de 2022, les pays ayant les taux de vaccination les plus élevés étaient situés en Amérique du Nord, en Europe, dans une bonne partie de l'Asie ainsi qu'en Amérique du Sud. Le faible taux de vaccination en Afrique est criant. La vaccination est liée au niveau d'accessibilité aux vaccins mais également aux intentions individuelles de vaccination (Crawshaw et al., 2021). Les variations observées à l'échelle internationale peuvent donc être expliquées par plusieurs facteurs, tels que l'accessibilité ou la coercition découlant des politiques publiques, par la compétition internationale pour l'offre limitée de doses, mais également par l'hésitation publique, cette dernière étant fortement liée au capital social (Klobucista, 2022). Dans les prochains chapitres, nous examinerons le rôle de la vaccination à contenir la mortalité pandémique et l'influence potentielle du niveau de confiance sur le taux de vaccination.

**Figure 5** Doses de vaccins administrées par 100 habitants en date du 29 décembre 2022



Source de l'image : OWID (Mathieu et al., 2021)

## **CHAPITRE 2. REVUE DE LITTÉRATURE**

Ce chapitre présente une revue de la littérature pertinente à notre projet de recherche. Celle-ci est divisée en deux parties. Dans la première partie, nous passons en revue la littérature sur les déterminants de la santé et les déterminants de la mortalité pandémique. Nous y examinons plusieurs études portant sur les comportements de santé adoptés pendant la pandémie et leurs facteurs déterminants. Nous discutons particulièrement du comportement de la vaccination, puisqu'il sera examiné au sein de nos modèles empiriques. Dans la deuxième partie, nous définissons la pandémie comme un enjeu d'action collective et présentons diverses études sur le lien théorique entre la confiance, la coopération et les politiques publiques. Cette revue de littérature nous permettra de développer un modèle de santé adapté au contexte pandémique.

### **2.1 Déterminants en santé**

L'OMS définit les déterminants en santé comme étant des facteurs impactant de manière groupée la santé des individus et des communautés, tels que le lieu où les individus habitent, l'état de l'environnement, la génétique, le revenu ainsi que le niveau d'éducation. Ces éléments exercent une influence considérable sur le niveau de santé d'une population et s'ajoutent à d'autres facteurs fondamentaux tels que l'usage et l'accès aux soins de santé (OMS, 2017). La recherche existante sur les déterminants de la mortalité liée à la Covid-19 souligne divers facteurs significatifs, notamment l'âge, le genre, l'urbanisation, la richesse, la taille des ménages, la corruption, la démocratie, l'éducation, les infrastructures de santé, la température et autres. Selon Grasselli et al. (2020) et Onder et al. (2020), les personnes décédées sont principalement des hommes âgés et des individus présentant des comorbidités, une observation corroborée par de nombreuses études.

Chang et al. (2022) ont identifié 21 facteurs internationaux associés significativement à la morbidité et mortalité liées au virus. Parmi les facteurs aggravants figurent le sexe (nombre d'hommes comparé aux femmes), l'urbanisation, la densité de population, la corruption politique, la richesse par habitant, l'inégalité de richesse et le bonheur. Ils suggèrent que le bonheur, lié à une plus grande liberté individuelle et à des interactions sociales plus fréquentes, pourrait augmenter la transmission du virus. De plus, les individus vivant dans des pays plus heureux pourraient être plus réticents à adopter des mesures sanitaires contraignantes, comme le port du

masque. Toutefois, ils ont constaté que des facteurs tels que la confiance gouvernementale, le leadership féminin, l'éducation, la force du système légal et l'avancement technologique peuvent contribuer, quant à eux, à réduire la mortalité.

En ce qui concerne les déterminants internationaux de la surmortalité pandémique, Zou et al. (2024) ont identifié des facteurs significatifs tels que l'indice de sévérité, la pauvreté extrême, le nombre de patients hospitalisés et le taux de mortalité lié aux maladies cardiovasculaires. Davies et al. (2021), utilisant un modèle d'inférence bayésienne, ont identifié que la densité des maisons de soins, la proportion de résidents bénéficiant d'un soutien au revenu et les habitations surpeuplées contribuaient toutes à une mortalité excessive par rapport à la normale.

Les études sur les déterminants de la santé reconnaissent l'importance de multiples facteurs socioéconomiques et biologiques dont les interactions sont souvent complexes. Les théories modélisant la santé et ses déterminants prennent ainsi une place importante dans la littérature. Elles façonnent les perceptions entourant la maladie, la mise en place de politiques sanitaires publiques et l'allocation des ressources publiques (Frank & Mustard, 1994). En sciences sociales, plusieurs modèles ont été développés pour conceptualiser ces mécanismes, tels que le modèle de production sociale de santé et le modèle Bullseye de déterminants sociaux de santé (Hosseini et al., 2017).

En économie de la santé<sup>13</sup>, diverses approches sont utilisées, incluant entre autres l'utilisation d'arbres décisionnels et de modèles de systèmes dynamiques (Health Analytics, 2023). La première approche permet par exemple d'analyser les coûts et bénéfices de certaines interventions en santé, alors que la deuxième permet d'analyser les relations complexes entre différents facteurs influant sur les résultats de santé. Le modèle de production de santé des ménages de Grossman (1972a, 1972b) se rapproche de cette deuxième catégorie de modèles. Il est analogue au modèle de Mosley & Chen (1984) de déterminants proximaux de la survie des enfants dans les pays en développement. C'est un des modèles fondateurs de la discipline de l'économie de la santé, qui permet d'appliquer une perspective économique à la théorie des déterminants de santé (Mullahy & Grossman, 2017). Son utilisation est courante dans la littérature (DaVanzo & Gertler, 1990). Nous l'employons comme soutien conceptuel pour le développement de nos modèles empiriques.

---

<sup>13</sup> L'économie de la santé est un domaine d'économie appliquée qui permet l'examen rigoureux des problèmes systémiques qui entravent la promotion de la santé chez tous les individus (Johns Hopkins, 2023).

Avant d'aborder nos différents modèles, nous discutons des conclusions de la littérature quant à certains comportements de santé préventifs adoptés durant la pandémie qui ont impacté significativement l'état de santé des ménages. Nous discutons également de certains prédicteurs de ces comportements de santé.

### **2.1.1. Comportements de santé durant la Covid-19**

Les comportements de santé préventifs concernent toute activité entreprise par un individu dans le but de prévenir ou de détecter une morbidité potentielle alors qu'il est asymptomatique (Kasl & Cobb, 1966). Ces comportements peuvent être représentés par la prise de nutriments, l'exercice physique ou de simples habitudes telles que le lavage de mains. L'adoption de comportements préventifs engendre également différents types de coûts. Ces coûts peuvent être monétaires (par exemple les coûts engendrés par l'achat de vitamines et nutriments), physiques (par exemple les douleurs musculaires liées à l'effort) ou émotionnels (par exemple se distancer de proches afin d'éviter de potentielles sources de contagion morbide).

La vaccination figure en tête de liste parmi les comportements préventifs de santé qui se sont révélés particulièrement efficaces durant la pandémie. Une méta-analyse sur le sujet, produite par Wu et al. (2023), a montré que l'efficacité du vaccin contre la mortalité était de 91% dans les premiers mois suivants l'injection, avant de diminuer à environ 62% après 6 mois. Cette intervention a été vitale afin de lutter contre la mortalité engendrée par le virus. Nous l'incluons dans notre modèle empirique.

Selon la méta-analyse de Stella et al. (2021), le lavage de mains, le port du masque et la distanciation physique sont d'autres comportements préventifs efficaces permettant de réduire la transmission du virus. Ces comportements ont été recommandés par de nombreuses autorités nationales et internationales durant la pandémie (e.g. OMS, 2023a).

### **2.1.2. Déterminants de comportements de santé durant la Covid-19**

Plusieurs théories comportementales en santé permettent de comprendre pourquoi les individus adoptent ou non des comportements de santé préventifs. Le modèle de croyances en santé de Rosenstock (1974) et la théorie de l'action raisonnée d'Etheridge et al. (2023) sont deux exemples de telles théories. Principalement, ces théories mettent de l'avant l'importance des croyances individuelles dans la détermination des comportements. Il est crucial que l'individu perçoivent les

bénéfices potentiels d'un comportement préventif pour s'engager à en subir les coûts perçus. Prenons l'exemple de la vaccination. Les coûts réels de la vaccination peuvent inclure les frais de déplacement pour se rendre à un centre de vaccination ou les effets secondaires physiques du vaccin, tandis que les coûts perçus peuvent inclure une perte de son autonomie corporelle et de son libre-arbitre. Pour qu'un individu accepte de se faire vacciner, il est crucial que les bénéfices perçus l'emportent sur ces coûts perçus.

Les croyances individuelles qui façonnent ces perceptions sont influencées par divers facteurs externes, tels que les variables démographiques, les traits de personnalité, les informations disponibles, les valeurs morales, les attitudes et les expériences (Etheridge et al., 2023). Toutefois, les comportements en santé ne sont pas seulement déterminés par les croyances individuelles. Ils sont également fortement influencés par certains facteurs socioéconomiques (DaVanzo & Gertler, 1990).

### Vaccination

Concernant les déterminants du comportement de la vaccination durant la Covid-19, de nombreuses recherches se sont penchées sur la question. Parmi ces recherches figure la méta-analyse de Crawshaw et al. (2021). Similairement aux modèles décrits plus haut, leur modèle soutient que le taux de vaccination est influencé par les intentions de vaccination. Les intentions de vaccination, elles, sont influencées par une multitude de facteurs. Ces facteurs peuvent être regroupés en trois catégories principales : les capacités individuelles, le contexte d'opportunité et la motivation.

Les capacités individuelles comprennent des aspects tels que les connaissances, les compétences et la mémoire. Par exemple, l'augmentation du niveau d'éducation d'une personne augmente les chances qu'elle se fasse vacciner. Cette conclusion est largement étouffée par la littérature théorique et empirique (e.g. Li et al., 2021; Ngo et al., 2022; Lupu et Tiganasu, 2024). Les individus éduqués sont plus enclins à considérer les comportements de santé préventifs comme des « investissements ».

Le contexte d'opportunité englobe les influences sociales, telles que les normes sociales et la confiance. En effet, il a été montré que les perceptions préconçues des individus par rapport à la vaccination jouent un rôle plus important dans leur processus décisionnel que les informations

scientifiques (e.g. Adhikari et al., 2022; Larson et al., 2018). Ainsi, l'élément de confiance est primordial dans la réduction de l'hésitation vaccinale chez les individus. Par exemple, un individu est plus à même d'accepter la vaccination si une personne en qui il a confiance lui recommande le vaccin sous une lueur positive. Ce mécanisme est valide pour d'autres principaux types de confiance (e.g. confiance gouvernementale ou envers la science). De plus, ces conclusions sont applicables à d'autres cas épidémiologiques, tels que la pandémie du A(H1N1) de 2009 (Rönnerstrand, 2013).

Le contexte environnemental, lui, caractérise le niveau d'accessibilité au service de vaccination pour les individus désirant se faire vacciner. Par exemple, Pattanshetty et al. (2023) ont révélé que certains déterminants expliquant la disparité de la couverture vaccinale internationale sont le PIB par habitant, la résilience socioéconomique, l'investissement en santé, la stabilité politique et l'efficacité gouvernementale. Peano et al. (2023), eux, identifient que le PIB par habitant, l'accès à l'électricité et la stabilité politique sont tous des facteurs bénéfiques pour le taux de vaccination. Ils estiment aussi qu'une augmentation des libertés civiles réduit fortement le taux de vaccination. Une explication possible est que la vaccination, généralement essentielle afin d'engendrer le bien-être collectif, est associée à une perte de liberté individuelle. Ainsi, dans les pays priorisant la liberté individuelle, il est possible que les citoyens priorisent leur libre-arbitre individuel plutôt que le bien-être collectif. Nous examinons d'ailleurs plus en détails la notion de « dilemme social » ou d' « enjeu d'action collective » dans la prochaine section.

Finalement, la troisième et dernière catégorie concerne la motivation, soit les croyances, les objectifs, l'optimisme, les émotions, etc. Aucun déterminant de ce type n'est inclus dans notre modèle.

### Comportements de santé préventifs généraux

Shushtari et al. (2021) identifient plusieurs catégories de déterminant par rapport aux comportements préventifs généraux durant la Covid-19. Les comportements concernés par leur méta-analyse sont le port du masque, le lavage de mains régulier, la réduction des déplacements et le maintien de la distanciation sociale. Les deux principales catégories de facteurs identifiées sont le contexte socio-économique (i.e. les inclinaisons politiques, la communication provenant des autorités publiques, les croyances religieuses, les croyances conspirationnistes, etc.) et le statut socioéconomique (i.e. le genre, l'éducation, le revenu, etc.). Les autres catégories de facteurs sont

les conditions de vie, les conditions de travail, les caractéristiques démographiques individuelles, les connaissances, attitudes et perceptions des risques liés à la Covid-19, l'exposition aux informations liées à la Covid-19, les activités de loisir, les normes sociales et la confiance.

Les facteurs augmentant l'adhésion à des comportements de santé préventifs qui attirent particulièrement notre attention sont : la communication des autorités publiques, la richesse, l'éducation et la confiance. Ce sont tous des éléments que nous examinons au sein de notre modèle empirique.

## **2.2 Un enjeu d'action collective**

Dans cette section, nous définissons les diverses dynamiques sociales associées à notre cadre analytique. Plus précisément, nous définissons d'abord ce qu'est un enjeu collectif ou un dilemme social, puis discutons de la capacité de la confiance à favoriser la coopération citoyenne, essentielle à la résolution de l'enjeu. Nous définissons également le rôle des politiques publiques sanitaires, leurs mécanismes d'intervention et comment leur efficacité peut être affectée par le niveau de confiance.

### **2.2.1. Logique du dilemme social**

Définissons d'abord ce qu'est un enjeu d'action collective. Olson (1965) développe une théorie de la logique de l'action collective qui contredit la théorie des groupes qui était largement acceptée jusqu'alors. Cette théorie des groupes suppose que, dans un monde économique, les groupes d'individus possèdent des intérêts communs et qu'ils agissent en fonction de l'avancement de ces intérêts, au même titre qu'un individu seul agit en fonction de ses propres intérêts.

Toutefois, suivant Olson (1965), à moins qu'un groupe d'individus soit très petit, il est attendu que les individus faisant partie d'un groupe ne soient pas prêts à subir les sacrifices personnels que requièrent l'avancement des intérêts communs du groupe. En fait, selon Olson, afin d'observer une action collective, il est nécessaire d'avoir la présence d'une forme d'autorité coercitive extérieure ou d'incitatifs sélectifs permettant d'aider à réduire le poids des coûts ou sacrifices engendrés par les actions demandées. Sans incitatifs sélectifs ou interventions externes, un

dilemme<sup>14</sup> social est créé, où les dynamiques de groupe empêchent la résolution du problème commun.

On peut donc percevoir la pandémie de la Covid-19 comme un problème d'action collective. En effet, les niveaux élevés de contagion et de mortalité du virus menacent à la fois les citoyens individuellement et la communauté dans son ensemble. Il est nécessaire que la population collabore en adoptant des comportements de santé préventifs, ces derniers permettant de réduire la transmission du virus et la mortalité qu'il engendre. Toutefois, les comportements qui sont requis des citoyens demandent également certains coûts et sacrifices de leur part. De plus, selon la logique du dilemme social, la plupart des individus ne seront pas enclins à coopérer volontairement en l'absence d'incitatif ou de coercition externe, car ils ne sont pas disposés à supporter des coûts personnels pour des avantages principalement collectifs.

Ce dilemme du prisonnier génère alors une demande d'intervention de tiers-partis pouvant influencer le niveau de coopération citoyenne (Harring et al., 2021). Parmi ces tiers-partis, le gouvernement joue un rôle essentiel. Par l'entremise de ses politiques publiques, le gouvernement peut encourager ou décourager l'action collective et influencer les facteurs qui affectent la coopération dans un contexte de pandémie, en recommandant fortement le port du masque ou en encourageant la vaccination (Harring et al., 2021). Il peut également directement atténuer le dilemme social en fermant les espaces publics (Harring et al., 2021).

Cela dit, la théorie d'Olson (1965) n'est pas complète. Des recherches plus récentes ont mis en lumière la notion de coopération conditionnelle, c'est-à-dire une situation où les individus sont disposés à coopérer volontairement lorsque des éléments incitatifs appropriés sont présents. Le concept de coopération conditionnelle a été introduit dans la littérature par Gächter en 2006. Celui-ci définit la présence de coopération conditionnelle lorsque des individus réciproquent les actions d'autres individus car ils croient que cette réciprocité sera atteinte (Gächter, 2006). Cela expliquerait pourquoi les citoyens coopèrent généralement dans certaines situations sociales même anonymement, par exemple lorsqu'il s'agit de payer des impôts, prendre soin de l'environnement, donner à des œuvres caritatives, etc. Ce phénomène de coopération volontaire a d'ailleurs été observé dans le cas de la Covid-19. Par exemple, Maloney & Taskin (2020) ont conclu que la

---

<sup>14</sup> Ce type de dilemme est récurrent en société. La pollution et le réchauffement climatique en sont deux exemples classiques.

diminution de la mobilité observée aux États-Unis en 2020 était expliquée par la volonté des citoyens plutôt que par le résultat de mesures coercitives imposant la distanciation sociale.

À la lumière de ces études, il est raisonnable de supposer que le niveau de collaboration citoyenne lors de la pandémie est influencé, certes, par des interventions externes ou des incitatifs sélectifs (Olson, 1965), mais également par des facteurs favorisant la coopération conditionnelle (Gächter, 2006). Un de ces facteurs primordiaux est le niveau de confiance observé au sein d'une population (Earle & Siegrist, 2008). Nous pensons d'ailleurs que le niveau de confiance permettrait d'expliquer une portion significative de la variation du taux de réussite des politiques publiques au niveau international.

### **2.2.2. Confiance et coopération**

La section suivante se penche sur la littérature existante concernant le lien entre la confiance et la coopération. Nous introduisons d'abord les concepts de la confiance et de la coopération, puis nous passons en revue l'application du modèle modifié de confiance, d'assurance et de coopération d'Earle & Siegrist (2008). Enfin, nous présentons la littérature empirique sur l'effet de la confiance sur la coopération, les perceptions des risques et l'état de santé durant la Covid-19.

Connor (2010) définit un comportement collaboratif comme un comportement adopté par un acteur qui bénéficie à autrui (un receveur), et par lequel l'acteur en retire également un bénéfice. Il est reconnu que la confiance peut entraîner un certain degré de coopération chez les individus, au sein de groupes et d'organisations (e.g. Jones & George, 1998; McAllister, 1995). Axelrod & Hamilton (1981) soutient que la coopération évolue grâce à la répétition d'interactions collaboratives. Peu importe le résultat de la relation de coopération, la réciprocité inhérente de la relation favorise l'installation d'une coopération durable. Gambetta (2000) souligne que même dans des contextes de compétition non-destructive, chacun doit faire minimalement confiance à l'autre pour suivre certaines règles.

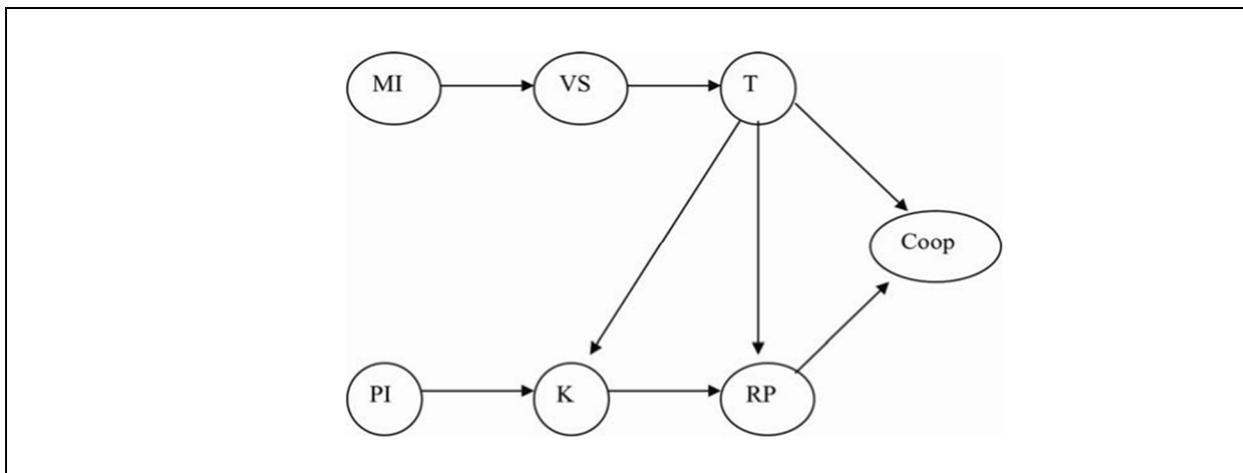
Plusieurs modèles théoriques ont été proposés afin de prendre en compte la relation entre la confiance et la coopération. Par exemple, Mayer et al. (1995) affirment que trois facteurs distincts (i.e. les habiletés, la bienveillance et l'intégrité) affectent le niveau de confiance d'un individu au sein d'un groupe. Ce niveau de confiance affecte ensuite la relation de coopération, en fonction de

la perception des risques par l'individu. Un autre modèle classique est le modèle « Trust, Confidence and Cooperation » (TCC) d'Earle & Siegrist (2006).

Dans le cadre de notre étude, nous considérons spécifiquement le modèle conceptuel TCC modifié d'Earle & Siegrist (2008). Il permet d'évaluer de manière systématique la relation entre la confiance et les perceptions de risques, ainsi que leur impact conjoint sur la coopération lors d'un problème d'action collective. Ce modèle est particulièrement pertinent pour l'analyse de cas épidémiologiques (Earle & Siegrist, 2008).

Le modèle distingue deux types de confiance : la confiance et l'assurance. Le premier type est la confiance sociale et relationnelle, basée sur des valeurs communes. Elle est définie par la volonté d'un individu, dans l'attente d'un bénéfice prévu, de se rendre vulnérable envers autrui qui partage des intentions et valeurs similaires. Elle désigne la confiance horizontale (Rothstein & Eek, 2009). Le deuxième type de confiance est l'assurance. Elle est calculée, instrumentale et basée sur la performance. En fonction des expériences vécues passées, elle se construit sur la croyance que certains événements futurs se produiront. Elle peut être associée au concept de confiance verticale des individus envers les institutions, les autorités ou les organisations (Leibrecht & Pitlik, 2020). Le modèle est illustré à la figure ci-dessous.

**Figure 6** Le modèle TCC modifié



Notes : Les symboles sont définis comme suit. MI : Information morale; PI : Information de performance; VS : Similarité de valeurs; K : Connaissances; T : Confiance; RP : Perception des risques; Coop : Coopération.  
Source : Earle & Siegrist (2008) Figure 2 « Model of the core relation between trust and Risk Perception »,

Le premier canal de transmission du modèle capture la confiance générale d'un individu envers un agent, que cette confiance soit verticale ou horizontale (symbole « T »). Au sein de ce premier canal, un répondant reçoit une information de type MI (« information morale ») transmise par un agent<sup>15</sup>. Cette information est assimilée et perçue par le répondant selon les valeurs sociales (VS) qui sont partagées par l'agent et lui-même. Par la suite, elle modifie le niveau de confiance du répondant envers l'agent, et, finalement, son niveau de coopération.

Dans le cas de la Covid-19, par exemple, si les communications gouvernementales associent la valeur de sécurité communautaire avec les recommandations sanitaires (e.g. se laver les mains), le répondant aura tendance à plus faire confiance à l'information transmise si la sécurité des autres et la sienne fait partie de ses valeurs. Il perçoit cette information comme une information moralement profitable pour le bien-être des autres, ce qui augmentera son niveau de coopération. Suivant Gächter (2006), il est aussi raisonnable de croire que, si le répondant fait confiance à ses prochains, la croyance de réciprocité de collaboration est facilitée et augmentera encore davantage ce niveau de collaboration. Cette confiance sociale constitue donc un outil permettant une coopération accrue entre citoyens.

Le deuxième canal de transmission implique le concept de la perception du risque. Un répondant reçoit une information transmise par un agent de type IP (« information de performance »). Une information de « performance » est identifiée par Earle & Siegrist (2008) comme une information qui relève de la performance passée ou future et qui le concerne. Le répondant assimile l'information selon les connaissances (K) qu'il possède à propos de l'enjeu. Les perceptions du niveau de risque (RP) engendrées influencent à leur tour le degré de coopération. De plus, le niveau de confiance du répondant est susceptible de modifier sa réceptivité à l'information reçue. Par exemple, si une information médicale sur la Covid-19 est transmise à un individu qui n'a pas les connaissances pour assimiler cette information, il ne percevra pas adéquatement le risque que pose cet enjeu collectif. Incidemment, il ne sera pas incité à modifier ses comportements et le niveau de collaboration nécessaire ne sera pas atteint. Cet effet sera aggravé si, en plus, il ne fait pas confiance aux médecins.

---

<sup>15</sup> Les informations qui relèvent de la moralité sont considérées comme profitables pour autrui.

Suivant le modèle d'Earle & Siegrist (2008), les informations morales perçues durant la pandémie influencent le degré de coopération au sein de la population par le biais de la confiance. Parallèlement, les informations de performance impactent la coopération en façonnant les connaissances et les perceptions des risques. En outre, la confiance peut également moduler l'effet des informations de performance par son influence sur les connaissances et les perceptions des risques.

De manière générale, la théorie suggère qu'une augmentation du niveau de confiance augmente le niveau de coopération. Toutefois, dans le schéma d'Earle & Siegrist (2008), nous remarquons qu'il est possible que l'effet total de la confiance sur la coopération ne soit pas aussi marqué, dû à la combinaison de son impact direct et indirect sur la coopération. Dans le cas de la Covid-19, les résultats empiriques concernant le rôle de la confiance durant la pandémie semblent justement mitigés, indépendamment du type de confiance analysé. Par exemple, Dryhurst et al. (2022) ont constaté qu'au niveau international, entre mi-mars et mi-avril 2020, le niveau de confiance envers la science n'était pas associé aux perceptions des risques reliées à la Covid-19. En revanche, Hatton et al. (2022) révèlent qu'une diminution du niveau de confiance envers la science chez les citoyens des États-Unis a fortement réduit leur adhésion aux recommandations gouvernementales émises durant la Covid, celles-ci étant principalement basées sur la science.

Une étude menée par Siegrist et al. (2021) en Suède montre, contrairement aux attentes, que la confiance interpersonnelle a amplifié la transmission du virus en diminuant la perception des risques des citoyens. Il semble que la méfiance des autres durant la Covid aurait été un excellent incitatif à adopter des comportements plus sécuritaires. Concernant la confiance gouvernementale, elle a dans ce contexte eu un effet plutôt bénéfique sur la coopération. Elle aurait influencé les perceptions des risques en engendrant une peur et une vision saine de la pandémie, incitant les citoyens à coopérer en adoptant des comportements sécuritaires. Dans une étude transversale menée sur 127 pays, Reiersen et al. (2022) ont constaté qu'une réduction de la mortalité est liée à une augmentation de la confiance envers le gouvernement et la science, mais ont observé l'effet inverse pour la confiance interpersonnelle. Tout comme Siegrist et al. (2021), ils justifient ce phénomène par le fait qu'un niveau de confiance interpersonnelle plus élevé inciterait les individus à être moins méfiants et, ce faisant, à adopter des comportements qui sont moins prudents.

### **2.2.3. Confiance et politiques publiques**

Dans la section précédente, nous avons brossé le portrait théorique de l'importance de la confiance dans le phénomène de coopération. Dans cette section, nous décrivons les mécanismes d'interventions des politiques publiques en santé afin de promouvoir la santé et de permettre aux individus d'adopter des comportements en santé préventifs. Puis, nous présentons la littérature empirique sur l'effet des politiques publiques mises en place durant la pandémie, qui avaient pour but d'améliorer le statut de santé des citoyens. Enfin, nous présentons la littérature théorique couvrant l'influence de la confiance sur l'efficacité des politiques publiques.

#### Mécanismes d'interventions

La promotion de la santé, un objectif fondamental à l'échelle mondiale, est le processus visant à permettre aux individus de contrôler et d'améliorer leur état de santé (Gouvernement du Canada, 1986)<sup>16</sup>. Le processus d'élaboration des politiques de promotion de la santé consiste en une action coordonnée qui mène à des politiques de santé, de revenu et des politiques sociales qui favorisent une plus grande équité (Santé publique Ontario, 2023). Elles vont au-delà des soins médicaux, impactant directement les conditions et facteurs socioéconomiques préalables à la santé (Gouvernement du Canada, 1986). Elles visent à conférer aux individus les moyens (l'information, les aptitudes et les possibilités) de faire des choix sains. Les stratégies identifiées dans la Charte de promotion de la santé d'Ottawa comprennent : « promouvoir l'idée » (améliorer les facteurs qui encouragent la santé), « conférer les moyens » (offrir les moyens et les ressources aux individus de contrôler leur état de santé) et « servir de médiateur » (permettre la collaboration entre les différents secteurs organisationnels). Diverses méthodes peuvent être utilisées pour mettre en œuvre ces stratégies, notamment la législation, les mesures fiscales, la taxation et les changements organisationnels. Dans le cadre de notre étude, nous examinons spécifiquement deux catégories d'interventions des pouvoirs publics dans le domaine de la santé.

---

<sup>16</sup> La première conférence sur la promotion de la santé s'est tenue à Ottawa en 1986 (OMS, 2023b), marquant le début d'une série d'actions de la part d'organisations internationales, de gouvernements nationaux et de communautés locales dans l'atteinte de l'objectif de « Santé pour tous » après les années 2 000.

La première catégorie inclut un ensemble de politiques considérées comme « restrictives ». Elles sont représentées par les mesures suivantes : (1) la fermeture des écoles, (2) la fermeture des lieux de travail, (3) l'annulation d'événements publics et (4) les restrictions sur les regroupements<sup>17</sup>.

La deuxième catégorie inclut certaines mesures non-coercitives de santé adoptées face à la Covid-19, spécifiquement : (1) les campagnes d'informations publiques, (2) les politiques de test, (3) les politiques de traçage et (4) l'offre de vaccination<sup>18</sup>. Ces politiques ne sont pas restrictives. Par exemple, la politique de vaccination qui est examinée ne concerne que la disponibilité de vaccins, et non les exigences de vaccination.

Les politiques publiques restrictives permettent d'exécuter la stratégie « *conférer les moyens* », en utilisant des mécanismes d'intervention de réglementation qui sont coercitifs. Ces moyens d'effectuer des choix de santé préventifs sont « imposés » aux individus. Pour leur part, les politiques publiques de santé non-restrictives permettent d'exécuter la stratégie de « *promouvoir l'idée* », en permettant un accès à de l'information, mais surtout la stratégie de « *conférer les moyens* », en permettant l'accès à des ressources médicales de prévention. Certes, les politiques de test et de traçage impliquent des comportements de santé qui ne sont pas totalement préventifs, puisque les individus utilisant ces politiques ne sont pas nécessairement asymptomatiques. Cela dit, ces deux politiques permettent de prévenir la transmission du virus chez d'autres individus; elles sont préventives pour les autres, non pour soi-même. Dans cette optique, nous les considérons comme des mesures préventives.

Ces deux catégories de politiques servent donc principalement la même stratégie de « *conférer les moyens* » aux individus. Elles diffèrent cependant dans leur approche et les mécanismes d'intervention qu'elles utilisent.

### Politiques adoptées en réaction à la Covid-19

Dans le contexte de la pandémie, les politiques publiques adoptées afin de diminuer les conséquences mortelles du virus ont été nombreuses, en passant par des politiques de confinement à des politiques économiques et fiscales. Plusieurs études ont évalué l'efficacité des politiques publiques non-médicales (e.g. restrictions de voyages, port du masque, limites sur les

---

<sup>17</sup> Plus de détails descriptifs concernant les politiques examinées sont offerts dans le chapitre 3.3 – « Données ».

<sup>18</sup> Plus de détails descriptifs concernant les politiques examinées sont offerts dans le chapitre 3.3 – « Données ».

regroupements, etc.) (e.g. Chinazzi et al., 2020; Anderson et al., 2020), à la fois à l'échelle nationale et internationale (e.g. Banholzer et al., 2020; Prem et al., 2020).

Les études internationales regroupent les différentes mesures sanitaires dans de larges catégories comparables entre pays. Entre autres, Haug et al. (2020) ont conclu qu'en l'absence de vaccination, aucune intervention spécifique ne permet de réduire le taux de reproduction du virus à un taux convergent ( $R^0 < 1$ ), relevant l'importance d'une combinaison d'interventions adaptées au contexte. Ils soulignent la pertinence de certaines interventions, telles que la fermeture des espaces publics où les gens se rassemblent en grand nombre et pendant de longues périodes, les restrictions de déplacement aux frontières, le soutien gouvernemental aux plus vulnérables et les stratégies de communication des risques. Des études supplémentaires ont confirmé l'efficacité de la fermeture des commerces et des bars ainsi que l'importance du port du masque pour réduire la transmission du virus. L'efficacité de la fermeture des commerces et bars est confirmée par Spiegel & Tookes (2021) et Chernozhukov et al. (2021). Additionnellement, Spiegel & Tookes (2021) observent que certaines mesures sanitaires peuvent cependant être contreproductives (i.e. augmenter la mortalité). Parmi celles-ci figurent la fermeture répétée (au moins deux fois) de commerces présentant peu de risques de transmission (e.g. spas) et l'interdiction de regroupements de plus de 100 personnes.

Concernant spécifiquement les politiques sanitaires considérées comme restrictives (mesures de fermeture et de confinement), la méta-analyse de littérature accomplie par Herby et al. (2022) montre que les effets bénéfiques des politiques de confinement sur la mortalité liée au virus ne sont que marginaux. Ils notent également, sans le mesurer, que ces effets bénéfiques sont probablement surpassés par les importantes externalités négatives découlant de ces politiques. Outre les politiques de confinement, Herby et al. (2022) montrent que d'autres interventions réglementaires moins restrictives n'exercent pas non plus d'influence significative sur la mortalité, à l'exception des fermetures de commerce non-essentiels (réduction estimée de la mortalité par 11%). Dans le cadre de notre projet de recherche, nous examinons spécifiquement les politiques restrictives considérées comme efficaces selon Herby et al. (2022).

### Lien entre la confiance et l'efficacité des politiques publiques

La confiance joue un rôle particulièrement tangible dans l'efficacité publique. Malgré le fait que les données comparatives internationales soient limitées, les conclusions dans la littérature sont

claires. La confiance influence les relations entre les citoyens et le gouvernement, relations qui, à leur tour, influencent les résultats des politiques publiques (OCDE, 2017).

Concernant le cas de la Covid-19, Harring et al. (2021) avancent plusieurs cas de figure où le niveau de confiance de la population, interpersonnelle et institutionnelle, est relié à une demande pour des interventions externes de type « restrictives ». Selon eux, c'est le niveau de confiance qui détermine la demande pour certains types d'interventions politiques, leur acceptabilité sociale et leur adhésion subséquente influençant ainsi leur efficacité.

Ils avancent que les populations ayant un haut niveau de confiance seront moins enclines à demander des interventions restrictives et seront plus réceptives à des politiques de type discrétionnaire, telles que des congés de maladie payés. En effet, puisqu'un haut niveau de confiance implique un niveau de collaboration volontaire qui est élevé (Earle & Siegrist, 2006; Earle & Siegrist, 2008; Gächter & Herrmann, 2009), elles ne désirent pas d'interventions externes qui soient sévères et contraignantes et il n'est pas nécessaire d'en imposer.

En revanche, les populations ayant un faible niveau de confiance auront tendance à soutenir la mise en place de politiques plus sévères. Dans un environnement de faible confiance, les citoyens ne font pas confiance aux autres pour réciproquer ces comportements de collaboration. Le niveau de confiance n'est également pas optimal dans l'analyse des informations morales qui sont assimilées par rapport à l'enjeu collectif, ce qui affecte les perceptions des risques et le niveau de collaboration. Toutefois, la résolution de l'enjeu collectif nécessite que chaque individu accepte les coûts et sacrifices requis par l'adoption de comportements de santé préventifs. Ainsi, la population se montre réceptive à l'imposition de mesures qui forcent l'adoption de comportements préventifs. Harring et al. (2021) anticipent que ce phénomène persiste même dans les contextes où les individus ne font pas confiance au gouvernement.

Nous testons spécifiquement les idées d'Harring et al. (2021) dans deux de nos modèles empiriques.

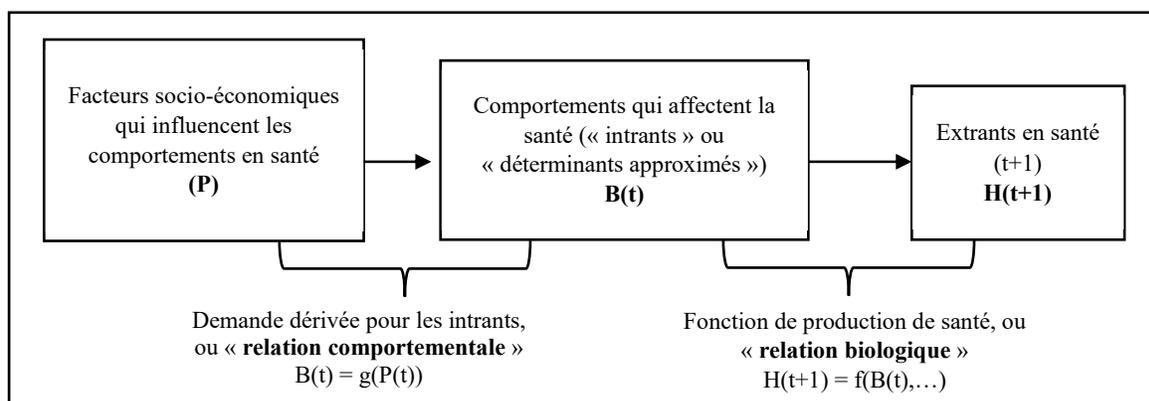
## CHAPITRE 3. MÉTHODOLOGIE ÉCONOMÉTRIQUE

Dans ce chapitre portant sur la méthodologie, nous présentons d'abord notre cadre analytique basé sur le modèle microéconomique des processus transitionnels en santé de Grossman (1972a, 1972b). Nous définissons ensuite trois modèles conceptuels pour modéliser la pandémie et formulons cinq hypothèses distinctes sur le rôle de la confiance dans la lutte pandémique, qui seront soumises à une analyse empirique dans les chapitres suivants. Nous poursuivons avec la présentation de nos données et des variables employées, puis fournissons quelques évidences concernant les liens empiriques entre certaines variables d'intérêt. Par la suite, nous présentons les différentes spécifications de nos modèles économétriques et les méthodes d'estimation qui seront utilisées. Nous concluons le chapitre par une discussion sur différentes considérations liées à l'endogénéité.

### 3.1 Cadre conceptuel

Compte tenu du nombre important de déterminants possibles pouvant lui être associés, l'analyse de l'évolution du statut de santé d'une population est complexe. Nous utilisons spécifiquement la théorie économique de production de santé développé par Becker (1965), Grossman (1972a) et Grossman (1972b). Dans cette perspective, DaVanzo & Gertler (1990) présentent le processus transitionnel de santé selon lequel un niveau de santé donné atteint par un individu se caractérise par deux relations principales : (i) une *relation biologique de santé* et (ii) une *relation comportementale de santé*.

**Figure 7** Modèle conceptuel économique d'un processus transitionnel de santé



Source : Adapté de DaVanzo & Gertler (1990), Figure 2.

(i) *La relation biologique de santé* est un processus permettant de convertir l'utilisation de commodités, de services et de temps affectant la santé en statut de santé. C'est le processus permettant la transformation d'intrants (**B**), au temps  $t$ , en résultat de santé (**H**) à un moment subséquent, au temps  $t + 1$ . Il peut être représenté par l'équation ci-dessous appelée « fonction de production de santé » :

$$\mathbf{H}(t + 1) = f(\mathbf{B}(t), \dots) \quad (1.1)$$

Les intrants (**B**) sont considérés comme étant des comportements individuels de santé. Afin de produire un résultat de santé au temps  $t + 1$ , les individus prennent des décisions et adoptent des comportements spécifiques au temps  $t$ . Ces intrants peuvent être représentés par l'utilisation et les dépenses en santé (e.g. dépenses individuelles en santé, nombre de visites médicales, etc.), l'utilisation et les dépenses en planification familiale (e.g. contraception), les habitudes de santé (e.g. laver ses mains, fumer, etc.) et autres éléments de ce genre (DaVanzo et Gertler, 1990). Le décalage temporel entre les comportements de santé et le résultat de santé représente le côté préventif de l'adoption de comportements en santé : les coûts immédiats de l'adoption de comportements bénéfiques pour sa santé impliquent des bénéfices qui sont principalement futurs. La santé est un investissement.

Sous sa forme simplifiée, **H** représente un vecteur de résultats de santé potentiels et **B** représente un vecteur d'intrants de santé potentiels :

$$\mathbf{H} = f(\mathbf{B}) \quad (1.2)$$

(ii) *La relation comportementale de santé* est pour sa part définie comme l'utilisation des soins de santé. Cette relation relie les déterminants (**P**) des intrants en santé au temps ( $t$ ) aux intrants/comportements en santé (**B**) définis précédemment. Ces déterminants (**P**) sont des facteurs sociaux et économiques divers, tels que la quantité et les sources de revenus d'un individu, l'accès au crédit ou les caractéristiques socioéconomiques d'un individu (e.g. l'âge, le genre, l'ethnicité, etc.) (DaVanzo et Gertler, 1990). L'élaboration de politiques gouvernementales visant à inciter ou décourager certains comportements adoptés par les ménages peuvent également être considérés comme des déterminants d'intrants/comportements en santé. Cette relation peut être représentée par l'équation suivante appelée « demande dérivée pour les intrants » :

$$\mathbf{B}(t) = g(\mathbf{P}(t)) \quad (2.1)$$

Sous sa forme simplifiée, **B** représente un vecteur d'intrants de santé potentiels et **P** représente un vecteur de déterminants d'intrants potentiels :

$$\mathbf{B} = g(\mathbf{P}) \quad (2.2)$$

Une entité gouvernementale désirant contrôler le niveau de santé de sa population s'intéresserait alors aux deux relations définissant ce processus transitionnel de santé. Il pourrait faire la promotion de la santé en encourageant ou en offrant les ressources nécessaires aux individus pour faire des choix de santé préventifs, par exemple à l'aide de campagnes d'information publiques. Il pourrait également s'intéresser à la relation biologique de ce modèle, par exemple, en offrant des ressources médicales à la population (e.g. assurance maladie).

Notons qu'il est possible d'établir une troisième équation dérivée de la combinaison des deux équations de notre modèle microéconomique (Éq. (1.2) et Éq. (2.2)) :

$$\mathbf{H} = (\mathbf{B}, \mathbf{P}) = f(\mathbf{B}(\mathbf{P}), \mathbf{P}) \quad (3.1)$$

où le niveau de santé (**H**) est directement fonction des comportements (**B**) et indirectement fonction des déterminants comportementaux (**P**) (ou influences socioéconomiques) (DaVanzo et Gertler, 1990).

De manière simplifiée, cette équation est représentée par la forme réduite suivante :

$$\mathbf{H} = R(\mathbf{P}) \quad (3.2)$$

où le niveau de santé (**H**) est directement fonction des déterminants comportementaux (**P**) (ou influences socioéconomiques) (DaVanzo et Gertler, 1990). Cette équation représente le modèle de santé sous une forme réduite. Ce type de modèle est plus simple, mais offre moins d'informations quant aux différents mécanismes à l'œuvre.

### **3.2 Hypothèses et modèles de processus transitionnels de santé**

En tenant compte de notre revue de littérature et du contexte pandémique décrit au chapitre 1, nous sommes maintenant en mesure d'incorporer le cas spécifique de la Covid-19 dans le cadre microéconomique établi précédemment. Dans cette section, afin d'appréhender les mécanismes conceptuels en jeu, nous définissons trois modèles de processus transitionnels de santé. De plus, nous énonçons nos hypothèses sur le rôle de la confiance dans la lutte pandémique.

Dans notre premier modèle, la santé (**H**) est reliée aux déterminants de la confiance et des politiques publiques de type « restrictives » déployées pour lutter contre la pandémie. Dans ce modèle, la confiance et les politiques publiques ont un impact individuel sur la santé, mais elles interagissent également conjointement dans leur effet sur la santé. Tous les déterminants examinés correspondent à des déterminants d'intrants de santé (**P**). Aucun comportement de santé n'est observé, mais ils sont implicitement pris en compte. Puisqu'aucun intrant de santé ne figure dans notre premier modèle, il correspond à la forme réduite du modèle de DaVanzo & Gertler (1990) identifié dans l'équation 3.

Le deuxième modèle est structurel. Nous examinons l'état de santé et les comportements de collaboration en santé en fonction de leurs déterminants respectifs. L'état de santé dépend d'un comportement de santé observé, en l'occurrence la vaccination, représentant un intrant de santé (**B**). Il est également déterminé par la confiance et des politiques publiques mises en œuvre pour lutter contre la pandémie, correspondant à des déterminants d'intrants (**P**). La vaccination, un intrant de santé, dépend aussi de ces déterminants d'intrants (i.e. la confiance et les politiques publiques).

Le troisième modèle est également structurel et suit de près le modèle 2. Les déterminants d'intrants (**P**) sont modifiés par l'ajout d'un terme d'interaction entre la confiance et les politiques publiques, afin d'analyser comment ces deux facteurs agissent conjointement sur le taux de vaccination (**B**) et, par extension, sur la santé publique (**H**).

### **Modèle 1 : Comportements de coopération en santé inobservés**

Dans ce premier modèle, la santé est reliée aux déterminants de la confiance et des politiques publiques de type « restrictives » pour lutter contre la pandémie. Chacune est considéré avoir un impact individuel sur la santé tout en interagissant conjointement sur la santé.

Nous considérons un enjeu collectif épidémiologique, où notre résultat de santé Santé<sub>i,t</sub> représente la surmortalité engendrée par la Covid-19 dans chaque pays observé *i* au temps *t*. Il est relié à un ensemble de déterminants de comportement au temps *t*.<sup>19</sup>

---

<sup>19</sup> Notons que puisque notre échantillon est annuel mais que le virus évolue sur un horizon qui est journalier (moins d'une semaine), il est plus approprié d'évaluer ces différentes variables sur une même période, soit le temps *t*.

Ce modèle intègre des déterminants comportementaux, mais n'inclut aucun comportement préventif de santé. Cela ne signifie pas que les individus ne prennent pas activement d'initiatives pour contribuer à la prévention de la maladie. Elles ne sont simplement pas mesurées dans le modèle. Par conséquent, le modèle correspond à la forme réduite du modèle de santé de Davanzo & Gertler (1990) et est formulé comme suit :

$$\text{Santé}_{i,t} = v(X_{i,t}, \text{Conf}_{i,t}, \text{Conf}_{i,t} * X_{i,t}, \mathbf{Z}_{i,t}). \quad (4)$$

La surmortalité ( $\text{Santé}_{i,t}$ ) est déterminée par  $X_{i,t}$ , qui mesure l'intensité coercitive de certaines politiques publiques restrictives adoptées en réponse à la pandémie. Elle est aussi influencée par  $\text{Conf}_{i,t}$ , représentant le niveau de confiance interpersonnelle au sein de la population, et  $\text{Conf}_{i,t} * X_{i,t}$ , un terme d'interaction entre ces deux variables. Le terme d'interaction suggère que l'efficacité des politiques publiques est conditionnelle à la variation du capital social.  $\mathbf{Z}_{i,t}$  représente un vecteur de covariants, spécifiquement l'éducation et la richesse par habitant. Le choix de nos variables de contrôle repose partiellement sur l'équation de santé de Baldacci et al. (2008). L'inclusion de ces variables est également supportée par notre revue de littérature, ces deux facteurs étant associés significativement au niveau de santé durant la pandémie (e.g. Chang et al., 2022). Ceci nous permet de formuler une première hypothèse:

**H1** La confiance réduit la surmortalité par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de collaboration en santé.

La coopération requise durant la pandémie nécessite l'adoption de certains comportements de santé préventifs. Ceux-ci requièrent certains efforts et sacrifices. Selon la logique du dilemme social, la plupart des individus ne sont pas enclins à coopérer en l'absence d'incitatifs ou de coercition externe, car ils ne sont pas disposés à supporter des coûts qui sont individuels pour des avantages qui sont collectifs. Cependant, les gens sont prêts à coopérer volontairement lorsqu'il existe une croyance de réciprocité. La confiance est précisément un facteur qui influence fortement la croyance de réciprocité nécessaire au phénomène de collaboration conditionnelle. La confiance influence également fortement le degré de coopération en modulant les informations perçues dans l'environnement. Il est attendu qu'un degré de collaboration accru par l'augmentation du niveau de confiance se traduise par l'adoption volontaire de comportements de santé préventifs, réduisant ainsi la transmission du virus et, par conséquent, sa mortalité. Aucun comportement préventif de

santé n'est observé dans le modèle, mais ceux-ci sont implicitement pris en compte via la confiance.

Le niveau de collaboration atteint durant la pandémie est aussi influencé par certaines interventions externes (Harring et al. 2021). Nous examinons spécifiquement des mesures sanitaires considérées comme « restrictives », soit des mesures strictes de fermeture et de distanciation sociale. Conformément à la théorie, il est attendu que l'efficacité des politiques publiques à réduire la surmortalité provienne de leur capacité à utiliser des mécanismes d'interventions qui sont adaptés au contexte de capital social. Nous formulons une deuxième hypothèse:

**H2 L'efficacité des politiques publiques restrictives dépend du niveau de confiance au sein de la population par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de coopération en santé.**

Les politiques publiques restrictives utilisent des mécanismes d'intervention qui sont contraignants et qui réduisent le libre-arbitre des citoyens qui y sont soumis. De plus, ces politiques imposent des comportements de collaboration en santé qui requièrent une panoplie d'efforts et de sacrifices personnels chez les citoyens qui y sont soumis. Ces coûts peuvent autant être émotionnels (par exemple en raison de l'isolement social) que financiers (par exemple en renonçant à certains revenus d'activité économique). Il est attendu que la demande pour ce type d'interventions particulièrement coûteuses découle surtout du niveau de confiance au sein de la population (Harring et al., 2021).

**H2.1 Dans un environnement de faible confiance, l'effet des politiques sanitaires restrictives sur la surmortalité est amplifié (i.e. réduit la surmortalité)**

Selon Harring et al. (2021), il est prévu que les politiques restrictives fonctionnent efficacement dans un contexte de faible confiance, où un bas niveau de coopération volontaire engendre une demande élevée pour des interventions externes sévères. En effet, bien que les coûts individuels associés à ces politiques puissent être élevés, les citoyens sont plus enclins à accepter ce type de mesures afin d'imposer à la majorité de la population des comportements de collaboration en santé cruciaux qui ne seraient pas adoptés autrement. De plus, les citoyens ont tendance à désapprouver le comportement de ceux qui mentent ou évitent activement de contribuer au bien-être collectif et sont généralement disposés à supporter certains coûts personnels pour punir ceux qui refusent de collaborer (Gäechter, 2006).

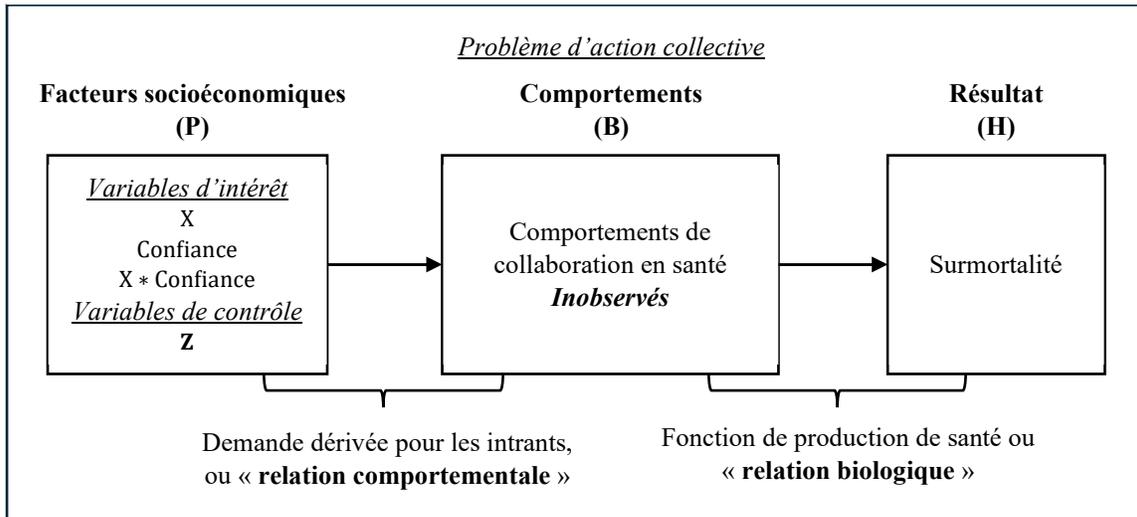
En revanche, dans un contexte de confiance élevée, la coopération volontaire est beaucoup plus facile à obtenir. Dans ce type de contexte, il est plutôt attendu que des politiques discrétionnaires soient mieux adaptées.

**H2.2 Dans un environnement de haute confiance, l'effet des politiques sanitaires restrictives sur la surmortalité est inversé (i.e. ne réduit pas ou augmente la surmortalité).**

Dans un contexte de confiance élevée, la population est déjà partiellement incitée à adopter des comportements de santé préventifs, faisant confiance à son prochain pour contribuer à son bien-être, tout comme elle est disposée à collaborer pour le bien-être de son prochain. La mise en place de politiques moins restrictives laisse davantage de discrétion aux citoyens, ce qui peut entraîner plusieurs avantages. Les citoyens bénéficient d'un pouvoir décisionnel accru et exercent une certaine liberté d'appréciation vis-à-vis des mesures mises en place (Filion, 2018). Ils sont moins restreints dans leurs comportements et disposent de la liberté nécessaire pour adopter des comportements de collaboration qui sont mieux adaptés à leurs réalités individuelles, diminuant les coûts (e.g. monétaires et émotionnels) et sacrifices encourus sous des mesures restrictives.

Ainsi, dans un contexte de confiance élevée où la demande pour des interventions sévères est faible mais que leur imposition est forte, il est attendu que leur efficacité soit fortement diminuée. Notamment, nous anticipons que les politiques publiques restrictives soient inefficaces, voire potentiellement contreproductives. Nous résumons les dynamiques présentées plus haut en adaptant la figure conceptuelle du modèle de Davanzo & Gertler (1990).

**Figure 8** Cadre conceptuel du modèle 1



Notes : Les déterminants socioéconomiques (**P**) sont définis par certaines variables exogènes, spécifiquement les politiques publiques restrictives (*X*), la confiance et son interaction (*X \* Confiance*), ainsi que certaines variables de contrôle (matrice **Z**). Les comportements de collaboration en santé (**B**) sont inobservés. Les déterminants d'intrants (**P**) influencent ainsi directement le résultat de santé (**H**), défini par le niveau de surmortalité.

Source : Adapté de DaVanzo & Gertler (1990), Figure 2.

## **Modèle 2 : Comportements de coopération en santé médiateurs observés**

Ce second modèle structurel examine l'état de santé et les comportements de collaboration en santé en fonction de leurs déterminants respectifs. L'état de santé dépend de la confiance, des politiques publiques pour lutter contre la pandémie ainsi que d'un comportement de santé observé, la vaccination, qui dépend elle-même de la confiance et des politiques publiques.

Les comportements de coopération en santé considérés comme particulièrement efficaces durant la pandémie incluent la distanciation sociale, le port du masque et la vaccination. Cependant, étant donné l'absence de données quantitatives internationales sur le taux d'adoption de ces deux premiers comportements, seul le comportement de vaccination est pris en compte dans notre analyse. Nous adaptons le modèle 1 en y intégrant un comportement de santé, tel que spécifié dans les équations suivantes :

$$\text{Santé}_{i,t} = v(X_{n,i,t}, \text{Conf}_{i,t}, \text{Vacc}_{i,t}, \mathbf{Z}_{i,t}) \quad (5.1)$$

$$\text{Vacc}_{i,t} = v(X_{n,i,t}, \text{Conf}_{i,t}, \mathbf{Z}_{i,t}) \quad (5.2)$$

L'équation (5.1) relie notre variable de Santé<sub>i,t</sub> au comportement de santé de la vaccination Vacc<sub>i,t</sub>, représenté par le taux de vaccination au sein de la population. Santé<sub>i,t</sub> est également reliée au

niveau de confiance dans la population ( $Conf_{i,t}$ ) ainsi qu'à certaines politiques publiques,  $X_{n,i,t}$ . Deux types de politiques publiques sont examinés : les mesures sanitaires restrictives  $X_{1,i,t}$  et les mesures de santé non-restrictives  $X_{2,i,t}$ .  $Z_{i,t}$  est une matrice représentant un ensemble de variables de contrôle (l'éducation et la richesse par habitant). L'équation (5.2) relie notre variable de comportement de santé  $Vacc_{i,t}$  à la confiance, aux politiques publiques et aux variables de contrôle.

Le modèle structurel est examiné à tour de rôle selon chaque type de politiques publiques examiné. Il n'inclut pas de terme d'interaction entre la confiance et les politiques publiques. Le terme d'interaction sera plutôt introduit dans le troisième modèle, permettant de tester les hypothèses d'Harring et al. (2021).

**H3** Lors d'une pandémie, les comportements de coopération en santé de type vaccination ont un impact bénéfique sur la surmortalité (i.e. réduit la surmortalité).

La vaccination représente un exemple parfait de comportement de coopération en santé. La décision de se faire vacciner peut avoir des conséquences individuelles qui sont bénéfiques ou néfastes sur la santé (principalement bénéfiques), mais elle profite invariablement à la santé de la communauté. Elle est largement reconnue comme l'un des moyens les plus efficaces de lutter contre les effets mortels d'une pandémie (Wu et al., 2023).

La forme structurelle de notre modèle permet de distinguer deux types d'effet par lesquels la confiance peut affecter la surmortalité. (1) Un effet direct, caractérisé par l'effet de la confiance sur la surmortalité dans l'équation (5.1). (2) Un effet indirect, caractérisé par la combinaison des deux équations structurelles, où le niveau de confiance détermine le niveau de surmortalité par le biais de la vaccination. Ce même principe est valide pour la variable des politiques publiques  $X_{n,i,t}$ . D'où la formulation de notre quatrième hypothèse.

**H4** La confiance réduit la surmortalité de manière directe et indirecte par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de coopération en santé.

**H4.1** La confiance réduit indirectement la surmortalité par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de coopération en santé de type vaccination.

Il est largement documenté que la confiance joue un rôle crucial dans la promotion de la coopération sociale, y compris dans le contexte de la vaccination. En favorisant la vaccination, la

confiance contribue ainsi à renforcer la résilience communautaire face à la maladie, en réduisant la transmission du virus et en protégeant les populations les plus vulnérables.

#### **H4.2 La confiance réduit directement la surmortalité par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de coopération en santé.**

Suivant la logique décrite pour **H1**, il est attendu que la confiance réduise la surmortalité par sa capacité à favoriser l'adoption de comportements de coopération en santé généraux, autres que celui de la vaccination.

Concernant les effets directs et indirects des politiques publiques sur la surmortalité, nous n'émettons pas d'hypothèses formelles. Cependant, nous prenons le temps d'énoncer nos attentes par rapport à ces relations empiriques avant d'introduire le modèle conceptuel 3. Dans le modèle 3, nous émettons une hypothèse formelle quant à l'effet de la confiance sur ces dynamiques.

Nous examinons deux types de politiques publiques : les politiques sanitaires restrictives  $X_{1,i,t}$  et les politiques de santé non-restrictives  $X_{2,i,t}$ . Comme discuté dans notre revue de littérature, ces deux types de politiques utilisent différents mécanismes d'intervention. La première catégorie de mesures utilise la réglementation pour contraindre les citoyens à adopter des comportements de coopération en santé préventifs. La seconde utilise plutôt des méthodes non-contraignantes. Ces dernières englobent la création de campagnes d'information pour sensibiliser les individus aux choix de collaboration optimaux, mais englobent aussi certaines mesures qui augmentent l'accès aux ressources médicales pour en permettre la réalisation (politiques de traçage, de testage et d'accès à la vaccination). Implicitement, sous  $X_{2,i,t}$ , les citoyens conservent leur libre-arbitre dans leurs choix de comportements de coopération en santé préventifs.

Dans le cas des politiques publiques restrictives, suivant Herby et al. (2022), il est attendu qu'elles aient un effet direct sur la surmortalité qui est légèrement bénéfique (i.e. réduit la surmortalité), ou qu'elles n'aient pas d'effet significatif<sup>20</sup>. De manière indirecte, toutefois, leur effet devrait varier selon leur capacité à favoriser ou non l'adoption du comportement de vaccination. Puisqu'elles n'englobent pas de politiques publiques directement liées à l'offre de vaccination, il est attendu qu'elles n'affectent simplement pas le comportement de coopération en santé de vaccination. Cela

---

<sup>20</sup> Notons cependant que les attentes sont quelque peu incertaines étant donné que leur méta-analyse porte sur des études examinant le taux de mortalité lié au Covi-19, et non le taux de surmortalité.

dit, considérant leurs mécanismes d'intervention, il est cependant possible qu'elles découragent le taux de vaccination. L'implantation de mesures de confinement sévères impose des coûts personnels (émotionnels, revenus, libertés, etc.) qui sont élevés et qui réduisent la perception du risque des citoyens à qui on impose déjà certains comportements de santé préventifs. Ainsi, l'adoption d'un comportement de coopération tel que la vaccination, qui implique des coûts et risques supplémentaires, peut être découragée. Il est donc attendu que l'impact indirect des politiques publiques restrictives sur la surmortalité soit neutre, voire positif (i.e. augmente la surmortalité).

Dans le cas des politiques de santé non-restrictives, il est attendu qu'elles aient un effet direct sur la surmortalité qui est fortement bénéfique (i.e. réduit la surmortalité). Dans le cas des politiques de santé non-restrictives, nous prévoyons qu'elles soient liées positivement au taux de vaccination. L'intervention informationnelle permet d'influencer les perceptions et les intentions des citoyens, incitant la collaboration chez les citoyens. De plus, les interventions augmentant l'offre de services publics permettent aux citoyens qui désirent coopérer de réaliser leurs choix de santé. Il est donc attendu que l'impact indirect des politiques de santé non-restrictives sur la surmortalité soit négatif (i.e. réduit la surmortalité).

### **Modèle 3 : Comportements de coopération en santé médiateurs modérés observés**

Enfin, le modèle 3 vise à vérifier si l'effet indirect des politiques publiques sur la surmortalité dépend du niveau de confiance de la population lorsque nous observons le comportement de vaccination. Il prend en compte les effets combinés de la confiance et des politiques publiques en incluant un terme d'interaction afin d'analyser leur effet conjoint sur le taux de vaccination et, par extension, sur la santé publique. Le modèle 2 précédent est ainsi adapté pour tenir compte de l'interaction potentielle entre la confiance et les politiques publiques sur le taux de vaccination. Le modèle 3 est exprimé par la forme structurelle suivante :

$$\text{Santé}_{i,t} = v(X_{n,i,t}, \text{Vacc}_{i,t}, \mathbf{Z}_{i,t}) \quad (6.1)$$

$$\text{Vacc}_{i,t} = v(X_{n,i,t}, \text{Conf}_{i,t}, X_{n,i,t} * \text{Conf}_{i,t}, \mathbf{Z}_{i,t}) \quad (6.2)$$

où les variables sont identiques à celles spécifiés dans le modèle 2. L'équation 6.1 relie la surmortalité aux politiques publiques examinées (les mesures sanitaires restrictives  $X_{1,i,t}$  et les

mesures de santé non-restrictives  $X_{2,i,t}$ ) et à la vaccination, ainsi qu'à certains covariants. L'équation (6.2) relie la vaccination à la confiance, aux politiques publiques, à leur interaction ainsi qu'à certains covariants. Nous n'incluons pas la confiance comme déterminant direct de surmortalité dans l'équation (6.1) afin d'isoler son impact par rapport au comportement de coopération qui est observé dans le modèle (i.e. la vaccination). Notons qu'elle impacte tout de même la surmortalité par le biais de la variable de vaccination. Enfin, le modèle structurel est examiné à tour de rôle selon chaque type de politiques publiques analysé.

L'inclusion du terme d'interaction dans l'équation 6.2 suggère que l'effet indirect des politiques publiques sur la surmortalité est dorénavant conditionnel à la variation du capital social.

**H5 L'efficacité des politiques publiques pandémiques à réduire la surmortalité, par le biais de leur capacité à favoriser la vaccination, dépend du type de politiques implantées et du niveau de confiance au sein de la population.**

L'efficacité des politiques publiques à encourager la vaccination (et réduire la surmortalité) dépend d'abord du type de politiques implantées. Tel que décrit dans le modèle 2, il est attendu que l'imposition de politiques publiques restrictives n'affecte pas le taux de vaccination, ou qu'elle le réduise par une diminution de la perception des risques liés au virus et par l'imposition de coûts individuels (e.g. coûts sociaux, monétaires, etc.) particulièrement élevés. Nous assumons donc un effet indirect neutre ou positif de  $X_{1,i,t}$  sur la surmortalité (c'est-à-dire qui augmente la surmortalité). Les politiques de santé non-restrictives, elles, devraient plutôt augmenter le niveau de vaccination dans la population, en affectant positivement les intentions de collaboration des individus ainsi que l'offre de service permettant la réalisation de choix de santé préventifs (incluant la vaccination). Nous assumons donc un effet indirect négatif de  $X_{2,i,t}$  sur la surmortalité (c'est-à-dire qui diminue la surmortalité).

L'adhésion au comportement de vaccination est influencée par les politiques publiques, certes, mais aussi par divers autres facteurs, tel que le capital social. Nous supposons spécifiquement que l'effet indirect des politiques publiques sur la surmortalité, par le biais de leur capacité à favoriser ou décourager la vaccination, dépend du contexte de confiance dans lequel elles sont implantées.

**H5.1 Dans un environnement de faible confiance, l'effet indirect des politiques sanitaires restrictives sur la surmortalité est amplifié (i.e. réduit la surmortalité). Dans un contexte de haute confiance, cet effet est inversé (i.e. ne réduit pas ou augmente la surmortalité).**

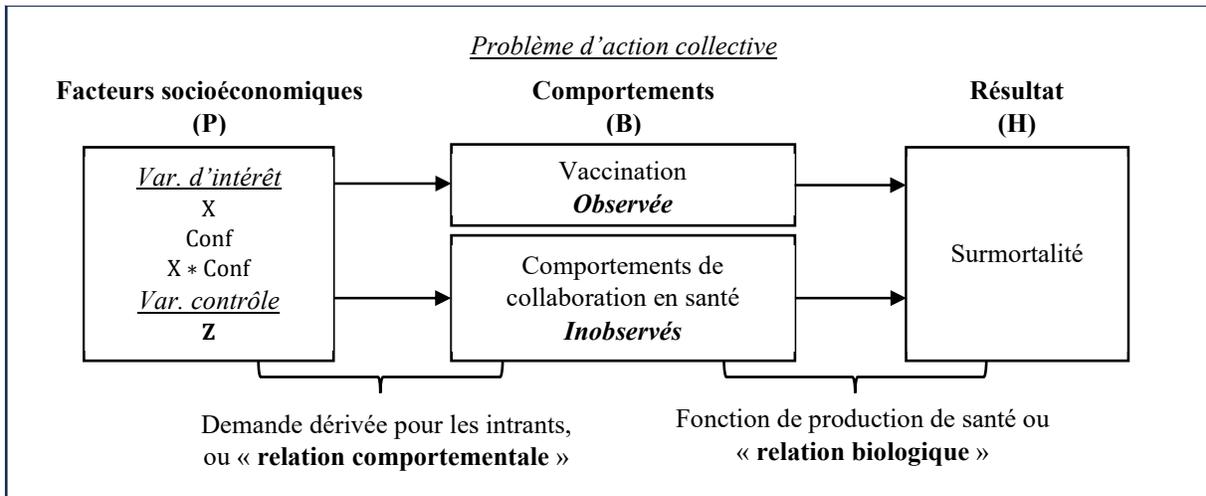
Les mécanismes d'interaction entre la confiance et les politiques publiques sont semblables à ceux décrits dans **H2.1**. Lorsque les politiques sanitaires contraignantes  $X_{1,i,t}$  sont appliquées dans un contexte de haute confiance, où la demande pour des interventions sévères est faible, il est attendu qu'elles n'affectent pas ou qu'elles découragent la vaccination. Cependant, dans un contexte de faible confiance, où la demande pour des interventions contraignantes est forte, il est attendu que les politiques publiques restrictives n'encouragent pas les citoyens à se faire vacciner.

**H5.2** Dans un environnement de haute confiance, l'effet indirect des politiques de santé non-restrictives sur la surmortalité est amplifié (i.e. réduit fortement la surmortalité). Dans un contexte de faible confiance, cet effet est affaibli (i.e. réduit moins fortement la surmortalité).

Peu importe le contexte de confiance, il est attendu que les politiques publiques de santé non-restrictives  $X_{2,i,t}$  soient efficaces à réduire la surmortalité, par le biais de l'incitation et de l'accessibilité à la vaccination. Cependant, il est attendu que cet effet bénéfique soit renforcé en contexte de haute confiance, où les avantages de l'implantation de politiques non-contraignantes sont maximisés. Dans ce type de contexte, où la confiance accroît le degré de coopération, l'adhésion à ces politiques de santé non-restrictives risque d'être encouragée. En revanche, dans un contexte de faible confiance, même des politiques publiques bien conçues peuvent être moins efficaces, car les individus peuvent être plus enclins à douter des informations reçues ou d'une coopération réciproque de leurs pairs.

Nous résumons les dynamiques présentées au sein des modèles 2 et 3 en adaptant la figure conceptuelle du modèle de Davanzo & Gertler (1990) dans la figure 9. Nous affichons également les cinq hypothèses formulées dans le tableau 1.

**Figure 9** Cadre conceptuel des modèles de santé 2 et 3



Notes : Les déterminants socioéconomiques (**P**) sont définis par certaines variables exogènes, spécifiquement les politiques publiques restrictives et non-restrictives (X), la confiance et son interaction (X \* Confiance), ainsi que certaines variables de contrôle (matrice **Z**). Les comportements de collaboration en santé (**B**) sont représentés par le comportement spécifique de vaccination, observé, ainsi qu'un ensemble de comportements inobservés. Les déterminants de comportement (P) influencent directement notre résultat de santé (H), par le biais de comportements inobservés, ainsi qu'indirectement, par le biais de la vaccination.

Source : Adapté de DaVanzo & Gertler (1990), Figure 2.

**Tableau 1** Synthèse des hypothèses

<p><b>H1</b> La confiance réduit la surmortalité par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de coopération en santé.</p>
<p><b>H2</b> L'efficacité des politiques publiques restrictives dépend du niveau de confiance au sein de la population par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de coopération.</p> <p><b>H2.1</b> Dans un environnement de faible confiance, l'effet des politiques sanitaires restrictives sur la surmortalité est amplifié (i.e. réduit la surmortalité).</p> <p><b>H2.2</b> Dans un environnement de haute confiance, l'effet des politiques sanitaires restrictives sur la surmortalité est inversé (i.e. ne réduit pas ou augmente la surmortalité).</p>
<p><b>H3</b> Lors d'une pandémie, les comportements de coopération en santé de type vaccination ont un impact bénéfique sur la surmortalité (i.e. réduit la surmortalité).</p>
<p><b>H4</b> La confiance réduit la surmortalité de manière directe et indirecte par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de coopération en santé.</p> <p><b>H4.1</b> La confiance réduit indirectement la surmortalité par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de coopération en santé de type vaccination.</p> <p><b>H4.2</b> La confiance réduit directement la surmortalité par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de coopération en santé.</p>
<p><b>H5</b> L'efficacité des politiques publiques pandémiques à réduire la surmortalité, par le biais de leur capacité à favoriser la vaccination, dépend du type de politiques implantées et du niveau de confiance au sein de la population.</p> <p><b>H5.1</b> Dans un environnement de faible confiance, l'effet indirect des politiques sanitaires restrictives sur la surmortalité est amplifié (i.e. réduit la surmortalité). Dans un contexte de haute confiance, cet effet est inversé (i.e. ne réduit pas ou augmente la surmortalité).</p> <p><b>H5.2</b> Dans un environnement de haute confiance, l'effet indirect des politiques de santé non-restrictives sur la surmortalité est amplifié (i.e. réduit fortement la surmortalité). Dans un contexte de faible confiance, cet effet est affaibli (i.e. réduit moins fortement la surmortalité).</p>

### 3.3 Données

Notre échantillon transversal se compose de 70 pays répartis sur tous les continents pour l'année 2021. Le choix de la période (i.e. 2021) découle de plusieurs raisons. Tout d'abord, nous excluons l'année 2020 car la vaccination n'était accessible qu'à partir de la fin de cette année-là. Deuxièmement, comme illustré dans les figures 1, 2 et 4 du chapitre 1, 2021 est une période appropriée car à la fois les décès et les infections liés à la Covid-19 étaient élevés. Enfin, nous excluons l'année 2022 car le variant du virus avait muté de manière à être très contagieux mais

moins grave pour la santé. Il entraînait significativement moins de mortalité, mais également moins d'hospitalisations, ce qui en réduit les externalités négatives (Post & Lorenzo-Redondo, 2022). De plus, le nombre de nouvelles personnes vaccinées pendant cette période est faible, et ce, à l'échelle globale. L'examen des déterminants de la surmortalité et de la vaccination en 2022 devient ainsi moins pertinent.

Le nombre d'observations de nos variables dépend de la fréquence des données collectées. Alors que la fréquence pour les variables d'intérêt liées à la pandémie, notamment la surmortalité, la vaccination et les politiques publiques, est journalière ou hebdomadaire, celle des variables d'intérêt de la confiance, de l'éducation et de la richesse par habitant est annuelle. Toutefois, il ne serait pas valide dans le cas de la variable mesurant la confiance d'utiliser des techniques statistiques d'interpolation ou d'extrapolation, les dernières données disponibles datant de 2018 (van Buuren, 2012). Nous choisissons donc une fréquence annuelle pour notre échantillon et transformons la fréquence des données journalières ou hebdomadaires en fréquence annuelle pour chaque variable concernée.

Nous décrivons dans la section suivante nos deux variables dépendantes, nos variables d'intérêt et nos variables de contrôle. Étant donné que la vaccination est à la fois une variable dépendante et une variable indépendante selon le modèle estimé, nous l'incluons dans la catégorie des variables dépendantes.

### **Variables dépendantes**

La première variable dépendante est la surmortalité. La surmortalité compare le taux de mortalité liée à toutes causes potentielles lors de la pandémie au taux de mortalité attendu dans des conditions normales. Autrement dit, ce concept représente l'impact mortel total lié à la pandémie. Dans notre recherche, nous utilisons une version modifiée de cette mesure de surmortalité appelée « P-score », permettant une comparaison internationale. Ce score est calculé comme suit :

$$P - score = \left( \frac{\text{Décès rapportés liés au Covid} - \text{Décès attendus}}{\text{Décès attendus}} \right) \times 100 \quad (i)$$

Par exemple, un pays ayant un P-score de 50% en janvier 2021 aurait vu une augmentation de 50% des décès par rapport au nombre de décès normalement attendus pour ce mois. Les décès normaux sont calculés à partir des tendances statistiques des 5 années précédentes. Les données sont

extraites du site « Our World in Data » (Mathieu et al., 2021). Nous les agrégeons sur une base annuelle par le calcul du P-score moyen en 2021 de chaque pays disponible.

Nous choisissons d'examiner la surmortalité comme résultat de santé plutôt que la mortalité liée à la Covid-19 afin de réduire les risques de biais dus à des erreurs de mesure et afin de faciliter les comparaisons internationales. Ceux-ci proviennent des variations dans les politiques de dépistage, de déclaration et de collecte de données entre les pays. L'OMS affirme que lorsqu'on compare les données de mortalité avec les données de surmortalité liée à la Covid, le nombre de décès autant directs qu'indirects est probablement significativement sous-estimé (OMS, 2021).

La seconde variable dépendante est le taux de vaccination. Selon le modèle estimé, elle est soit une variable dépendante, soit une variable explicative. Cette variable mesure le nombre de nouvelles personnes vaccinées pour 100 habitants. Les données utilisées proviennent de sources gouvernementales officielles et sont extraites de la base de données d'OWID<sup>21</sup> (Mathieu et al., 2021). Nous les agrégeons sur une base annuelle par la somme du nombre de nouvelles personnes vaccinées au cours de l'année 2021. Nous anticipons qu'une augmentation du nombre de vaccinations réduira la surmortalité.

### **Variables indépendantes d'intérêt**

Concernant les variables de politiques publiques pandémiques, nous examinons deux types de politiques publiques. La première variable est l'indice d'intensité des politiques publiques restrictives. Elle est présente dans nos trois modèles empiriques. Elle quantifie sur un indice de 0 à 100 le degré d'intensité de certaines mesures coercitives de distanciation sociale et de fermeture d'espaces publics. Les politiques incluses sont les suivantes : (1) la fermeture des écoles, (2) la fermeture des lieux de travail, (3) l'annulation d'événements publics et (4) les restrictions sur les regroupements. Ces politiques publiques sont choisies car elles ont été identifiées comme potentiellement efficaces sur une base internationale (Herby et al., 2022).

Les données proviennent du projet « Covid-19 Government Response Tracker » (Hale & al. 2021). Les quatre politiques que nous avons choisi d'examiner sont mesurées à l'aide d'échelles

---

<sup>21</sup> Cette base de données centralise plusieurs données reliées à la pandémie, telles que la mortalité, la surmortalité, le taux de vaccination, etc., facilitant le traitement desdites données. Cela dit, la majorité de ces données sont extraites de d'autres sources de données (e.g. OMS). Les seules données provenant directement d'OWID sont celles sur la vaccination, récoltées par Mathieu et al. (2021).

ordinales, dont les détails descriptifs sont affichés dans l'annexe C. Ces détails sont directement tirés de leur carnet de codification. L'échelle ordinaire de chaque politique identifiée commence généralement avec « 0 » pour « sans restriction », puis finit avec « 2 », « 3 », ou « 4 » pour un niveau maximal de coercitivité. Par exemple, l'échelle ordinaire de la politique de fermeture des écoles va de « 0 – pas de mesures » à « 3 – fermeture obligatoire des écoles à tous les niveaux académiques ». Aucun pays inclut dans notre échantillon ne présente de données vides.

Nous suivons la méthodologie<sup>22</sup> d'Hale & al. (2021) afin de calculer des sous-indices quantifiant chacune des quatre politiques restrictives qui nous intéressent. À partir de ces sous-indices, nous pouvons estimer un indice pondéré. Les données étant disponibles sur une base journalière, nous les agrégeons sur une base annuelle en calculant la moyenne en 2021 de chaque pays observé.

Nous prévoyons que l'indice d'intensité des politiques publiques restrictives ne sera pas significativement associé à la surmortalité, ou sera associé à une faible réduction du taux de surmortalité. Finalement, tel qu'expliqué lors de la présentation de notre cadre conceptuel, nous prévoyons que l'indice n'aura pas d'impact significatif sur le taux de vaccination. Sinon, nous prévoyons qu'il sera faiblement lié à une diminution du taux de vaccination.

La deuxième variable de politiques publiques pandémiques est l'indice d'intensité des politiques publiques de santé non-restrictives. Cette variable est utilisée dans notre deuxième et troisième modèle de santé. Elle quantifie le degré d'intensité de certaines mesures non-coercitives de santé adoptées face à la Covid-19, spécifiquement : (1) les campagnes d'informations publiques, (2) les politiques de test, (3) les politiques de traçage et (4) l'offre de vaccination.

Les données proviennent également d'Hale & al. (2021). Ces derniers mesurent l'intensité des quatre politiques identifiées à l'aide d'échelles ordinales dont les détails descriptifs, tirés de leur carnet de codification, figurent dans l'annexe D. Nous suivons la méthodologie des auteurs et construisons un indice pondéré à partir des sous-indices calculés pour chacune des politiques identifiées en fonction de leurs échelles ordinales. Nous obtenons ainsi un indice total quantifiant le degré d'intensité des politiques de santé non-restrictives mises en place dans chaque pays

---

<sup>22</sup> Récupéré de [https://github.com/OxCGRT/covid-policy-tracker/blob/master/documentation/index\\_methodology.md](https://github.com/OxCGRT/covid-policy-tracker/blob/master/documentation/index_methodology.md) (Hale & al., 2021)

observé. Finalement, les données étant disponibles sur une base journalière<sup>23</sup>, nous calculons leur moyenne en 2021.

Dans nos modèles empiriques, l'indice d'intensité des politiques publiques de santé non-restrictives est mis en relation avec deux variables dépendantes : la surmortalité et la vaccination. Il est attendu qu'il soit fortement lié à une réduction de la surmortalité et qu'il soit fortement lié à une hausse du taux de vaccination, en particulier parce qu'il englobe l'accessibilité vaccinale.

Notre dernière variable indépendante d'intérêt est représentée par un indice de confiance interpersonnelle. Les données sont issues du questionnaire international mené en 2018 par Wellcome Global Monitor (2018). Plus précisément, nous utilisons la question Q11A de l'enquête, libellée comme suit : « À quelle intensité faites-vous confiance à ... ». Les répondants se voient proposer six choix de réponse : « 1= Beaucoup, 2 = Quelque peu, 3 = Peu, 4 = Pas du tout, 98 = (Je ne sais pas) et 99 = (Refus) ». Ces réponses permettent d'évaluer le niveau de confiance des individus sur une échelle ordinale. La question et les réponses sont affichées dans le tableau 2.

**Tableau 2** Récapitulatif des questions/réponses tirées de Wellcome Global Monitor (2018)

Questions	Réponses possibles
<b>Q11:</b> À quelle intensité fais-tu confiance à...	1= <i>Beaucoup</i>
Q11A: ...aux gens de ton voisinage?	2= <i>Quelque peu</i>
Q11B: ...au gouvernement national de ton pays?	3= <i>Peu</i>
Q11C: ...aux scientifiques de ton pays?	4= <i>Pas du tout</i>
	98=( <i>Je ne sais pas</i> )
	99=( <i>Refus</i> )

Source : Adapté de Wellcome Global Monitor (2018)

Dans le cadre de cette étude, nous nous limitons à la variable de confiance interpersonnelle afin de restreindre la portée et la complexité de l'étude. Cependant, il serait certainement intéressant d'explorer plusieurs types de confiance dans des recherches futures. Nous avons inclus dans le tableau 3 les questions Q11B et Q11C de l'enquête, qui pourraient servir à mesurer le niveau de confiance envers le gouvernement et envers la science, par exemple.

Les données de Wellcome Global Monitor (2018) datent de 2018. Bien qu'il serait préférable d'avoir accès à des données plus récentes, l'utilisation de celles-ci ne pose pas nécessairement un

<sup>23</sup> Les données brutes ne le sont pas, mais les auteurs fournissent une version lissée des données.

biais important, étant donné que le concept de confiance varie lentement au cours des années, surtout en l'absence d'importants chocs sociologiques. Cela dit, une pandémie est spécifiquement un type d'événement social érodant la confiance chez les individus, particulièrement chez les jeunes (Aksoy et al., 2022). Ces effets peuvent persister plusieurs années après la pandémie. Puisque ces effets évoluent graduellement durant l'événement, ils sont significatifs surtout après l'événement. De plus, ils concernent spécifiquement la confiance envers les gouvernements et la confiance envers le système de santé (Aksoy et al., 2022). Ainsi, nous considérons que les données utilisées représentent adéquatement le niveau de confiance interpersonnel en 2021 et nous les conservons telles qu'elles.

Nous construisons notre indice de confiance en plusieurs étapes. Dans un premier temps, les données correspondant aux choix de réponse 98 ou 99 sont exclues de l'échantillon. Généralement, l'échantillon final de chaque pays comprend plus de 1 000 répondants, un nombre suffisamment large pour être représentatif (Aguila & González-Ramirez, 2013). Nous imitons la méthode d'Harring et al. (2021) utilisée dans la construction des indices d'intensité de politiques publiques et transformons l'échelle ordinale des données de confiance en échelle numérique, représentée par un indice de 0 à 100. Dans cette transformation, la valeur « 1 » de l'échelle ordinale correspond à 25, « 2 » à 50, « 3 » à 75 et « 4 » à 100. Ensuite, nous calculons la moyenne observée chez les répondants de chaque pays. Finalement, nous inversons l'indice moyen obtenu par pays, afin d'obtenir un indice de confiance de 0 à 100, en ordre croissant d'intensité. Plus un pays est situé à un niveau élevé sur cette échelle, plus le niveau de confiance interpersonnelle au sein de la population est élevé.

Malgré les résultats empiriques mitigés dans la littérature concernant l'effet de la confiance interpersonnelle sur la mortalité liée à la Covid-19, nous prévoyons, en nous appuyant sur la théorie, que le niveau de confiance au sein de la population soit associé à une réduction de la surmortalité. De plus, nous anticipons que la confiance augmentera significativement le taux de vaccination.

### **Variables de contrôle**

Suivant l'équation de santé de Baldacci et al. (2008) et notre revue de littérature, deux variables de contrôle sont incluses dans le modèle. La première est une variable de richesse par habitant, mesurée par le logarithme du PIB par habitant (en USD constants de 2015). Les données sont

annuelles et proviennent de la base de données « WDI » (« World Development Indicators ») de la Banque Mondiale (World Bank, 2023). Nous transformons cette variable sous une forme logarithmique afin de prendre en compte les gains marginaux décroissants découlant de la richesse d'un pays<sup>24</sup>. Nous nous attendons à ce qu'une augmentation du niveau de richesse par habitant contribue à une augmentation du niveau de santé de la population, i.e. qu'elle soit inversement liée à la surmortalité (e.g. Pritchett & Summers, 1996). Il est aussi attendu qu'une augmentation du niveau de richesse soit positivement liée au taux de vaccination.

La seconde variable de contrôle est l'indice du niveau d'éducation. Baldacci et al. (2008) utilisent la somme du ratio brut<sup>25</sup> d'inscription scolaire au primaire et au secondaire, provenant de l'Institut des Statistiques de l'UNESCO (ISU). Cependant, en raison du faible nombre d'observations disponibles pour les pays de notre échantillon, en particulier en 2021, nous sommes contraints de recourir à une source alternative de données. Nous utilisons plutôt l'indice d'éducation développé par le « United Nations Development Program », qui couvre 190 pays pour notre période d'intérêt (UNDP, 2022a).

Cet indice annuel est construit à partir de deux sous-indices. Le premier sous-indice représente la durée moyenne de scolarité de la population observée, avec des valeurs minimales et maximales entre 0 et 100. Le deuxième sous-indice représente la durée espérée de scolarité de la population observée. Concernant ce dernier, les pays sont classés selon la durée espérée de scolarité dans leur population, par rapport à une durée espérée « théorique » maximale établie par l'UNDP. Dans de très rares occasions, la durée de scolarité espérée de certains pays peut dépasser cette valeur théorique de l'UNDP. L'indice total d'éducation est calculé par la moyenne arithmétique des deux sous-indices<sup>26</sup>. Les valeurs de notre indice d'éducation peuvent potentiellement dépasser 100 lorsqu'un pays se classe au maximum de l'échelle de durée moyenne de scolarité et qu'il dépasse également le maximum de l'échelle de durée espérée d'éducation.

Conceptuellement, il est attendu dans la littérature qu'un niveau d'éducation accru améliore les connaissances, compétences, les habiletés de raisonnement ainsi qu'un ensemble d'attributs

---

<sup>24</sup>Loi des rendements marginaux décroissants (Brue, 1993).

<sup>25</sup>Le ratio brut correspond au ratio du nombre d'étudiants inscrits par rapport au nombre total d'individus appartenant au groupe d'âge concerné dans la population totale.

<sup>26</sup>Pour plus de détails sur la méthodologie employée derrière la construction de l'indice d'éducation, voir le document technique de l'UNDP produit pour l'année 2021-2022 (UNDP, 2022).

essentiels dans la fonction de production de la santé chez les individus (Mirowsky, 2017). Cette association est confirmée de manière empirique dans des centaines d'études (Zajacova & Lawrence, 2018), ainsi que dans le cas spécifique de la mortalité liée à la Covid-19 (Concepción-Zavaleta et al., 2021). Il est attendu qu'elle réduise le niveau de surmortalité. Il est également attendu que l'éducation soit associée positivement au taux de vaccination (Crawshaw et al. 2021). Le tableau 3 résume les signes attendus entre chacune des variables explicatives et nos deux variables dépendantes<sup>27</sup>.

**Tableau 3** Signes attendus entre les variables explicatives et les variables dépendantes

Nom	Description	Source	Signes attendus	
			Surmortalité	Vaccination
Vaccination	Taux sur 100	<i>Mathieu et al. (2021)</i>	-	N/A
Pol. publiques restrictives	Indice sur 100	<i>Hale et al. (2021)</i>	0/-	0/-
Pol. publiques de santé non-restr.	Indice sur 100	<i>Hale et al. (2021)</i>	-	+
Confiance	Indice sur 100	<i>Wellcome Global Monitor (2018)</i>	-	+
Niveau d'éducation	Indice sur 100	<i>UNDP (2022a)</i>	-	+
Richesse par habitant	log(PIB par hab. en USD const. de 2015)	<i>World Bank (2023)</i>	-	+

La combinaison des données disponibles pour chacune de nos variables produit un échantillon balancé de 71 pays. Toutefois, nous excluons le Nicaragua de l'échantillon en raison de données aberrantes concernant ses politiques publiques. Par conséquent, notre échantillon final est composé de 70 pays. Le Tableau 4 présente les statistiques descriptives de notre échantillon.

Les pays de notre échantillon présentent un P-score de surmortalité moyen de 20, ce qui indique un taux de mortalité 20% plus élevé qu'en période normale. Ce P-score affiche également une grande variabilité, reflétant des niveaux de succès différents dans la gestion pandémique des pays mondiaux. La Nouvelle-Zélande, entre autres, se distingue en affichant un P-score négatif (-1,73), seul pays de notre échantillon qui témoigne d'une augmentation de l'espérance de vie de sa population en 2021. Incidemment, avec un niveau de confiance à 61,19, la population de Nouvelle-Zélande montre un niveau de confiance particulièrement élevé par rapport à la moyenne de l'échantillon, qui est de 52,00. Ce résultat se situe même au-dessus d'un écart-type de la moyenne.

<sup>27</sup> Des tableaux plus détaillés concernant nos attentes empiriques seront fournis dans la section 3.5 – « Spécifications des modèles » pour chacun des modèles estimés.

**Tableau 4** Statistiques descriptives

	Obs.	Moyenne	Écart-type	Min.	Max.
<b><u>Variable dépendantes</u></b>					
Surmortalité	70	20.21	15.37	-1.734	63.73
Vaccination	70	65.35	16.77	18.47	91.67
<b><u>Variabes d'intérêt</u></b>					
Pol. restrictives	70	59.56	11.56	23.72	79.39
Pol. de santé non-restrictives	70	82.20	9.759	54.09	96.42
Confiance	70	52.00	7.653	37.24	67.12
<b><u>Variabes de contrôle</u></b>					
Niveau d'éducation	70	82.48	10.21	48.28	100.9
log(PIB par habitant)	70	9.730	1.072	7.046	11.64

*Sources : Tableau construite avec le logiciel Stata à partir de notre échantillon balancé. Wellcome Global Monitor (2018), Hale et al. (2021), UNDP (2022a), Mathieu et al. (2021), World Bank (2023)*

Le succès de l'approche néo-zélandaise a été largement médiatisée. Baker & Wilson (2022) mettent de l'avant plusieurs facteurs ayant contribué à la réussite gouvernementale, notamment une communication transparente et efficace, la promotion de mesures pandémiques appelant aux valeurs de sécurité communautaires de la population, ainsi qu'une cohésion politique multi partisane. En fait, il est probable que le succès de leur approche ait plutôt résulté du mélange bénéfique de mécanismes d'intervention adaptés au contexte social, ainsi que d'un haut degré de coopération volontaire citoyenne découlant de ce même contexte social.

Le taux moyen de vaccination au sein de notre échantillon est de 65%. Tout comme pour la surmortalité, les données de vaccination sont fortement variables. Le minimum est représenté par le Kirghizistan, tandis que le maximum est atteint par le Portugal. La plupart des pays ont adopté une approche plutôt restrictive en 2021, affichant un indice d'intensité moyen des politiques publiques restrictives à 59,56. Qualitativement, cet indice peut être associé, par exemple, à la fermeture de lieux de travail non essentiels (ou le recours au travail à distance). Le niveau de sévérité le plus faible a été observé en République Dominicaine et le plus élevé en Bolivie. L'intensité moyenne des politiques de santé non-restrictives était beaucoup plus élevée que la moyenne d'intensité des politiques restrictives, aucun pays n'affichant une valeur inférieure à 50. Qualitativement, l'indice moyen de 82,20 peut être associé par exemple à des politiques offrant des services de tests à certains groupes de la population (e.g. travailleurs de la santé).

Les variables de politiques publiques présentent une variabilité moindre que celles de surmortalité et de vaccination, ce qui suggère une certaine homogénéisation des politiques adoptées à l'échelle mondiale. Cette observation est d'ailleurs étayée dans la littérature. Par exemple, Chen & et al. (2023) ont évalué, à l'aide de modèles empiriques, qu'environ 80% des pays dans le monde ont adopté des politiques homogènes entre mars 2020 et juin 2022. Plusieurs facteurs peuvent expliquer cette tendance à l'homogénéisation, tels que les perceptions de risques par les autorités publiques, la croyance en la prévention et l'activité des pays voisins. Cette homogénéisation peut avoir diminué l'efficacité des interventions politiques globales en dessous d'un seuil optimal (Sebhatu et al., 2020).

Le tableau 5 met en lumière les corrélations entre les variables de notre échantillon. Nous observons une corrélation négative entre la surmortalité et chacune des variables explicatives. Ainsi, la vaccination, la confiance, les politiques publiques restrictives, les politiques de santé non-restrictives, l'éducation et la richesse par habitant sont toutes bénéfiques pour la surmortalité. Cela concorde avec les attentes empiriques indiquées dans le tableau 3. Dans le cas de la variable de vaccination, toutes les variables explicatives lui sont corrélées positivement. Puisque nous nous attendions à ce que l'indice d'intensité des politiques restrictives n'affecte pas significativement le taux de vaccination, ou qu'elle le réduise faiblement, le coefficient positif figurant dans le tableau 5 contredit partiellement nos attentes.

**Tableau 5** Matrice de corrélation des variables

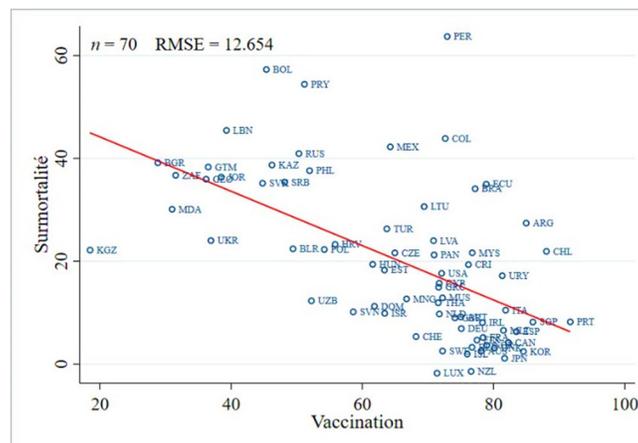
Variabiles	(1) Surm.	(2) Vacc.	(3) Conf.	(4) Pol. restr.	(5) Pol. de santé non-restr.	(6) Édu.	(7) Rich.
(1) Surmortalité	1.0000						
(2) Vaccination	-0.5765	1.0000					
(3) Confiance	-0.6353	0.2202	1.0000				
(4) Pol. restrictives	-0.0152	0.0625	-0.0779	1.0000			
(5) Pol. de santé non-restrictives	-0.2798	0.2926	0.1080	0.0188	1.0000		
(6) Éducation	-0.6377	0.4346	0.6483	-0.1665	0.2727	1.0000	
(7) Richesse	-0.7170	0.6629	0.5762	-0.0516	0.4044	0.7635	1.0000

*Source : Matrice de corrélation construite avec le logiciel Stata à partir des données compilées. Wellcome Global Monitor (2018), Hale et al. (2021), UNDP (2022a), Mathieu et al. (2021), World Bank (2023)*

### 3.4 Évidences empiriques

Dans cette section, nous examinons quelques corrélations clés présentes entre nos variables. La figure 10 présente la relation entre le niveau de surmortalité et le taux de vaccination, l'unique comportement préventif de santé observé dans nos modèles. L'évidence est claire : la vaccination semble être très efficace à réduire la surmortalité, un résultat encourageant pour l'hypothèse **H3**. La régression par la méthode des moindres carrés (MCO)<sup>28</sup> indique que l'augmentation d'un point de pourcentage du taux de vaccination réduit la surmortalité de 0,53% significatif à 99% (intervalle de confiance [-0,71, -0,35]). Le  $R^2$  ajusté de la régression est également élevé (32%).

**Figure 10** Surmortalité et vaccination



Les figures 11 et 12 illustrent la relation entre la confiance et la surmortalité ainsi que la relation entre la confiance et la vaccination<sup>29</sup>. Celles-ci montrent que la confiance est fortement liée à ces deux variables dépendantes.

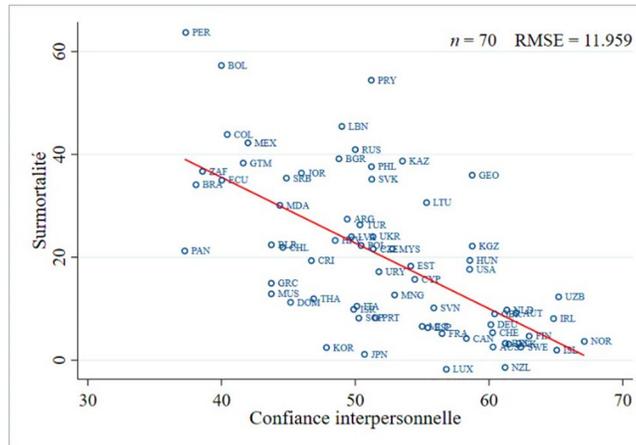
D'abord, notons que l'augmentation d'un point de l'indice de confiance réduit la surmortalité de 1,28% significatif à 99% (I.C. [-1,65, -0,90]). Le  $R^2$  ajusté de la régression est également élevé (40%). Conformément aux attentes définies sous **H1**, la confiance semble donc incarner un bénéfice clair dans la lutte pandémique, potentiellement par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de collaboration en santé. L'hypothèse quant à ce rôle incitatif est soutenue par les résultats de l'estimation par MCO de la vaccination sur la confiance.

<sup>28</sup> Les résultats de la régression de la surmortalité sur la vaccination sont présentés dans le tableau 1 de l'annexe E.

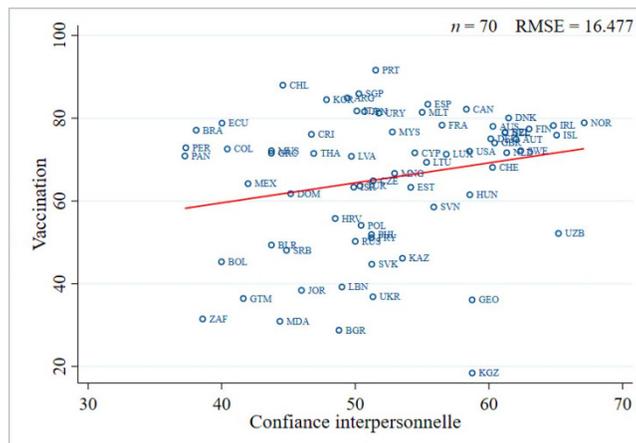
<sup>29</sup> Les résultats de la régression de la surmortalité et de la vaccination sur la confiance sont présentés dans le tableau 2 de l'annexe E.

L'augmentation d'un point de l'indice de confiance augmente le taux de vaccination de 0,48% (I.C. [-0,03, 1,00]), significatif à 90%. Le  $R^2$  ajusté mesure 3,5%. Puisque la confiance semble être un prédicteur significatif du taux de vaccination, un comportement de collaboration en santé, et que le taux de vaccination semble également être un prédicteur significatif de la surmortalité, à la fois **H1** et **H4** sont encouragées par nos évidences empiriques.

**Figure 11** Surmortalité et confiance



**Figure 12** Vaccination et confiance

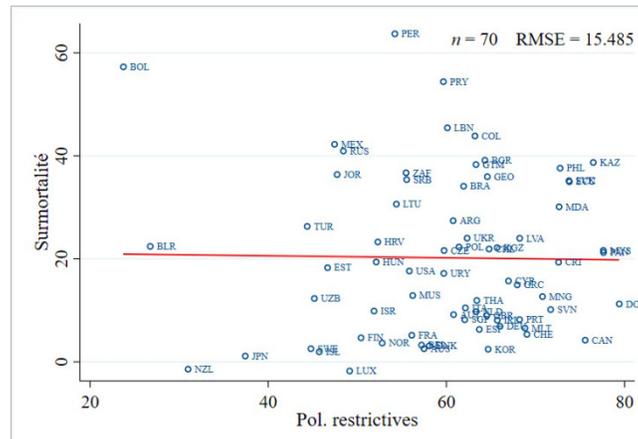


Du côté des politiques publiques, il est apparent que la variation de la surmortalité dépend du type de politiques qui sont implantées. D'abord, l'indice d'intensité des politiques publiques restrictives est très faiblement associé à une diminution de la surmortalité, tel qu'illustré dans la figure 13<sup>30</sup>.

<sup>30</sup> Les résultats de la régression de surmortalité sur les pol. publiques restrictives sont présentés dans le tableau 3 de l'annexe E.

Lorsque nous estimons par MCO cette relation empirique, nous remarquons que cette relation n'est pas significative.

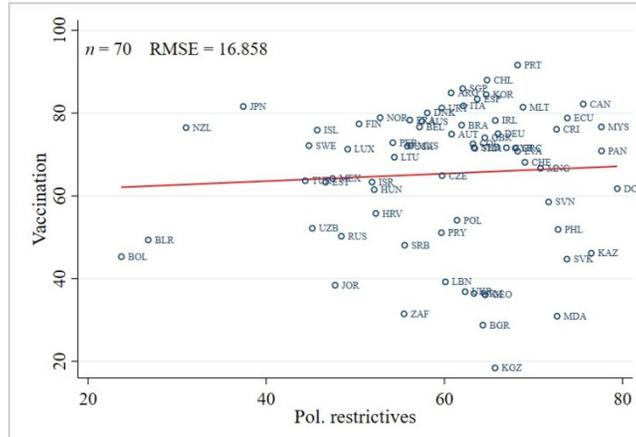
**Figure 13** Surmortalité et politiques publiques restrictives



Ainsi, conformément à cette évidence empirique, les politiques publiques restrictives semblent être inefficaces. Nous considérons deux explications potentielles. Premièrement, il est possible qu'elles n'engendrent pas le comportement de collaboration en santé désiré, i.e. la réduction des contacts sociaux. Nous ne pouvons pas confirmer cette explication puisque nous ne disposons pas de données sur la distanciation sociale. En revanche, tel que discuté lors de la présentation de nos hypothèses, il est également possible que les politiques publiques restrictives découragent activement le comportement de la vaccination, ce qui pourrait expliquer partiellement leur absence d'efficacité à contrer la surmortalité pandémique. La figure 14 relie la vaccination et l'indice d'intensité des politiques publiques restrictives. Nous remarquons que les politiques publiques restrictives sont liées à une très faible augmentation du taux de vaccination, à l'instar du résultat obtenu dans la matrice de corrélation du tableau 5. Cependant, lorsqu'estimée par MCO, cette relation est non-significative<sup>31</sup>, ce qui confirme nos attentes empiriques. Également, cela confirme que, sans décourager concrètement le taux de vaccination, les politiques restrictives n'encouragent pas non plus le comportement efficace de la vaccination, expliquant potentiellement son absence d'effet significatif sur la surmortalité.

<sup>31</sup> Les résultats de la régression de la vaccination sur les pol. publiques restrictives sont présentés dans le tableau 3 de l'annexe E.

**Figure 14** Vaccination et politiques publiques restrictives



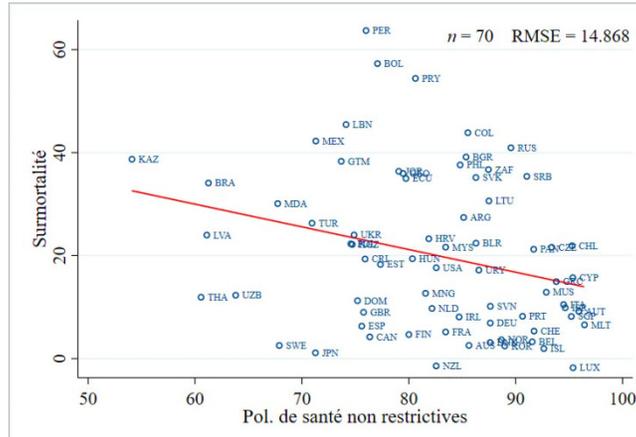
En l’absence de conclusions robustes concernant cette première explication, une seconde explication est possible. Suivant **H2** et **H5**, il est possible que l’absence apparente d’efficacité découle de l’absence de la variable de confiance dans la régression, puisque la théorie soutient l’existence d’une relation conditionnelle entre ces deux variables dans la détermination du niveau de coopération en santé durant la pandémie.

Avant d’approfondir cette explication, observons les mêmes dynamiques présentées ci-dessus mais dans le cadre des politiques publiques de santé non-restrictives. Le premier résultat, illustré dans la figure 15, contraste grandement avec celui des politiques restrictives. En effet, nous estimons que l’indice des politiques de santé non-restrictives réduit la surmortalité de 0,44% significatif à 95% (I.C. [-0,81, -0,07])<sup>32</sup>. Selon le R<sup>2</sup> ajusté, il n’explique que 6% de la variation internationale de surmortalité. Ce résultat est probablement dû à son efficacité d’engendrer l’adoption de certains comportements de collaboration en santé efficaces telle que la vaccination. La figure 16 concorde avec cette explication : lorsque nous régressons par MCO l’indice des politiques de santé non-restrictives sur le taux de vaccination, nous obtenons un coefficient mesurant 0,50%, significatif à 95% (I.C. [0,10, 0,90])<sup>33</sup>.

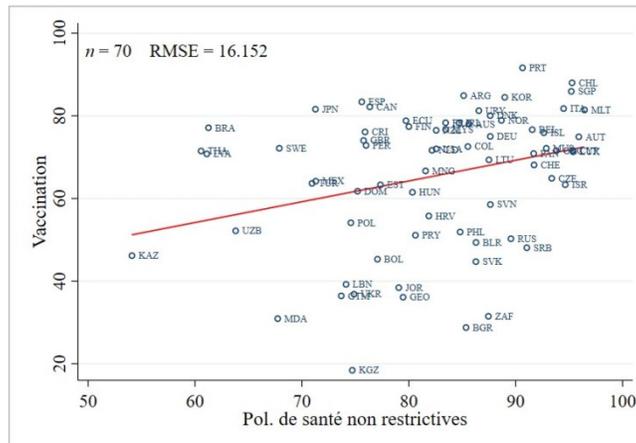
<sup>32</sup> Les résultats de la régression de la surmortalité et de la vaccination sur les pol. publiques de santé non-restrictives sont présentés dans le tableau 4 de l’annexe E.

<sup>33</sup> Les résultats de la régression de la vaccination sur les pol. publiques de santé non-restrictives sont présentés dans le tableau 4 de l’annexe E.

**Figure 15** Surmortalité et politiques publiques de santé non-restrictives



**Figure 16** Vaccination et politiques publiques de santé non-restrictives



Une constatation émerge de l'analyse de ces résultats : il semble que les politiques publiques qui n'utilisent pas de régulation contraignante et qui priorisent une approche promotionnelle discrétionnaire, en favorisant les campagnes de communication ainsi que l'accès aux ressources médicales, ont un effet bénéfique beaucoup plus important sur la surmortalité. Cela dit, il serait prématuré de s'arrêter à cette conclusion. En effet, suivant les éléments théoriques discutés lors des chapitres précédents, il est essentiel de prendre en compte l'influence de la confiance sur la capacité des politiques publiques à promouvoir la santé. Nous analysons comment l'efficacité de chaque type de politiques publiques peut varier selon le niveau de confiance présent au sein de la population lors de l'estimation de nos modèles. Avant de s'exécuter, nous présentons dans la section suivante la méthodologie statistique qui est employée.

### 3.5 Spécification des modèles

Notre cadre analytique développé au chapitre 3 suggère que la surmortalité est capturée par deux types de variables : les comportements de coopération en santé ainsi que les déterminants de comportements. L'un de ces déterminants cruciaux est la confiance, non seulement en raison de son influence directe sur la coopération, mais également en raison de sa capacité à influencer l'efficacité des politiques publiques pandémiques. En utilisant le modèle microéconomique de Davanzo & Gertler (1990), nous avons élaboré trois modèles de processus transitionnels de santé examinant cinq hypothèses distinctes selon lesquelles la confiance peut influencer notre résultat de santé.

Dans cette section, nous utilisons une méthode analytique conditionnelle de processus afin de spécifier empiriquement nos modèles conceptuels. Ce type d'analyse est couramment effectué dans le domaine des sciences sociales pour disséquer les mécanismes complexes de transmission entre plusieurs variables explicatives qui sont définies comme modératrices ou médiatrices.

La modération explique comment certaines différences individuelles ou contextes peuvent influencer la force ou la direction d'une relation entre un prédicteur et son résultat (Edwards & Lambert, 2007). Par exemple, plusieurs études de ce type explorent comment l'impact de certains événements de vie sur la santé dépend de la personnalité individuelle (S. Cohen & Edwards, 1989 ; Taylor & Aspinwall, 1996). Dans le contexte de notre étude, cet effet de modération se rapporte à l'effet attendu de la confiance sur l'efficacité des politiques publiques adoptées en réaction à la pandémie.

La médiation, quant à elle, se réfère à un phénomène où l'effet d'une variable explicative sur une variable dépendante est transmis par l'intermédiaire d'une variable médiatrice. Dans le langage de la médiation, cela désigne l'effet indirect d'une variable exogène sur la variable dépendante par le biais d'un médiateur (Edwards & Lambert, 2007). Suivant cette définition, les comportements de santé définis dans le modèle microéconomique de santé de Davanzo & Gertler (1990) peuvent être considérés comme des variables médiatrices. Certains facteurs socioéconomiques (e.g. le revenu) déterminent l'adoption de comportements de santé préventifs au sein des ménages. Ces comportements préventifs, à leur tour, peuvent ultimement améliorer leur état de santé. Ainsi, les

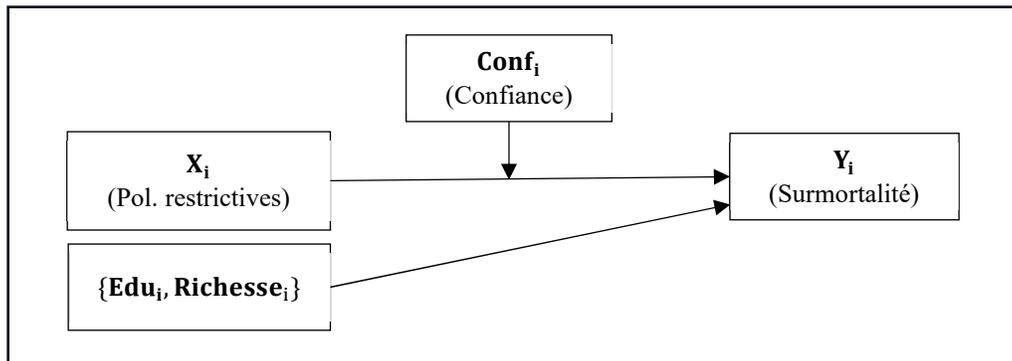
facteurs socioéconomiques affectent indirectement le niveau de santé par le biais des comportements de santé.

Suivant cette méthode analytique conditionnelle de processus, nous spécifions notre premier modèle de santé comme modèle de modulation (M1), notre deuxième modèle de santé comme modèle de médiation (M2) et notre troisième modèle comme modèle de médiation modérée de première étape (M3). Nous décrivons le processus d'analyse effectué pour chacun de ces modèles ainsi que les techniques d'estimation qui sont utilisées. De plus, nous réexaminons nos hypothèses en fonction de cette méthodologie et clarifions nos attentes empiriques. Finalement, nous discutons des sources potentielles d'endogénéité pouvant affecter notre modèle.

### **3.5.1. Modèle 1 (Modération)**

Suivant Hayes (2018), nous définissons notre premier modèle de santé comme modèle de modulation. Il est représenté conceptuellement à l'aide du diagramme ci-dessous.

**Figure 17** Diagramme conceptuel de modulation (M1)



Source : Diagramme conceptuel de modulation simple « Model 1 » adapté de Hayes (2018)

La variable dépendante de surmortalité  $Y_i$  est affectée par la variable exogène  $X_i$ , quantifiant l'intensité de coercition des politiques restrictives. La relation empirique entre  $X_i$  et la surmortalité est influencée par la variable modératrice  $Conf_i$  de confiance. De plus, certains covariats exercent également une influence sur le résultat de surmortalité, bien qu'ils n'affectent pas la relation de modulation entre  $X_i$  et  $Conf_i$ .

La confiance est un modérateur fréquemment utilisé dans les modèles structurels appliqués aux sciences sociales ou managériales pour expliquer comment elle affecte la capacité de certaines pratiques ou politiques à influencer les attitudes. Par exemple, Innocenti et al. (2011) ont montré que

la confiance modérait fortement l'effet des pratiques de gestion des ressources humaines sur la satisfaction et l'engagement organisationnel, et que cet effet modérateur variait selon le type de pratiques analysé. Des études ont également révélé que le niveau de confiance envers les supérieurs affecte divers résultats en entreprise, tels que la performance individuelle, les comportements discrets, la satisfaction et l'engagement organisationnel (Kramer & Tyler, 1996, Dirks & Ferrin (2001) et Ferrin & Dirks (2003). Concernant la Covid-19 spécifiquement, Sihotang et al. (2023) ont, par exemple, montré que la confiance jouait un rôle modérateur sur l'impact des facteurs de croyance en santé (perception des coûts et bénéfices) des citoyens en Indonésie par rapport à leur utilisation des services gouvernementaux fournis au travers d'une plateforme électronique. Leurs résultats supportent la théorie d'Earle et Siegrist (2008).

Suivant Hayes (2018), nous spécifions le modèle de modération suivant. Bien qu'il soit semblable à un modèle linéaire multiple, il inclut un terme d'interaction destiné à représenter l'effet de modération de la confiance.

$$Y_i = a_0 + a_1X_i + a_2Conf_i + a_3(X_i * Conf_i) + a_4edu_i + a_5PIB_i + \epsilon_i \quad (7.1)$$

Dans l'équation de notre modèle (7.1),  $Y_i$  mesure le niveau de surmortalité pour chaque pays observé  $i$  en 2021.  $a_0$  est une constante et le terme d'erreur  $\epsilon_i$  capture les écarts entre les observations réelles et les valeurs prédites par le modèle.  $Edu_i$  représente l'indice du niveau d'éducation de la population. Elle affecte la surmortalité par le coefficient  $a_4$ . Cet effet peut être surnommé « effet principal » (Busenbark et al., 2022).  $PIB_i$  représente la richesse par habitant, mesurée par le logarithme du PIB par habitant en USD constants. La transformation logarithmique permet de tenir compte de la loi des revenus marginaux décroissants.  $PIB_i$  affecte la surmortalité par son effet principal, capturé par le coefficient  $a_5$ .<sup>34</sup>

La variable  $X_i$  représente l'indice d'intensité des mesures restrictives définies dans notre étude, tandis que  $Conf_i$  représente l'indice du niveau de confiance interpersonnelle au sein de la population. La confiance modère l'efficacité des politiques publiques via le terme d'interaction  $X_i * Conf_i$ . Contrairement à un modèle linéaire classique, les effets des variables impliquées dans le terme d'interaction ( $X_i$  et  $Conf_i$ ) sur la variable dépendante ne sont plus capturés uniquement à

---

<sup>34</sup> Dans le cas des autres variables indépendantes, un test de non-linéarité est conduit, par l'observation des erreurs résiduelles à la suite d'une régression linéaire. La distribution aléatoire des erreurs justifie leur relation linéaire avec notre variable indépendante.

partir de leurs coefficients ( $a_1$  et  $a_2$ ). Dans un modèle de modération, le calcul de leur taille d'effet<sup>35</sup> est plus complexe et nécessite le calcul des effets marginaux moyens des variables indépendantes sur la variable dépendante (Busenbark et al., 2022).

Prenons par exemple le cas de la variable modératrice  $Conf_i$ . Définissons la formule d'effets marginaux suivante (Wooldridge, 2010) :

$$\frac{\partial E(Y|X)}{\partial Conf_i} = a_3 X_i + a_2 \quad (ii)$$

où l'effet instantané de la confiance ( $Conf_i$ ) sur la surmortalité ( $Y_i$ ) est calculé par la dérivée partielle de la surmortalité en fonction du niveau de confiance. Nous remarquons que l'effet de la confiance, tel qu'obtenu dans cette formule, n'est plus uniquement déterminé par le coefficient constant de sa propre variable ( $a_2$ ). Il est également déterminé par l'effet dynamique de l'intensité des politiques publiques restrictives ( $a_3 X_i$ ).

Cette même logique est applicable dans le cas de la variable  $X_i$ , dont l'effet marginal est mesuré par :

$$\frac{\partial E(Y|X)}{\partial X_i} = a_3 Conf_i + a_1 \quad (iii)$$

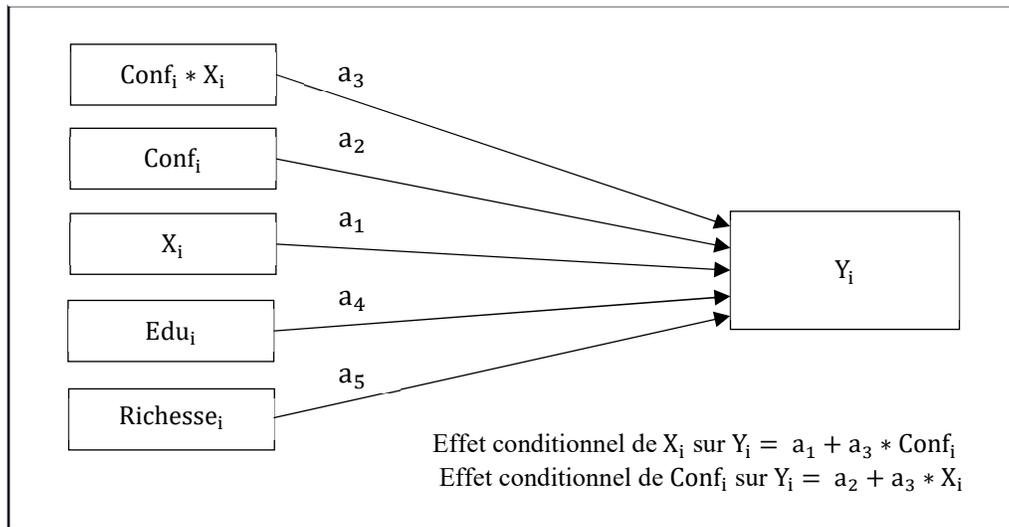
Ainsi, dans un cadre de modération, l'inclusion d'un terme d'interaction implique (i) que l'effet de la confiance sur la surmortalité est conditionnel à l'indice d'intensité des politiques restrictives sur la surmortalité, et (ii) que l'effet des politiques publiques sur la surmortalité est conditionnel à l'indice de confiance.

Ci-dessous figure un diagramme statistique de **M1** résumant les relations au sein de notre modèle.

---

<sup>35</sup> La taille d'effet est un concept statistique offrant de l'information sur l'amplitude et l'incidence pratique d'un régresseur sur une variable dépendante (Fan & Konold, 2010). Synonyme de « taille de l'effet ».

**Figure 18** Diagramme statistique de modulation (M1)



Source : Diagramme statistique « Model 1 » adapté de Hayes (2018)

### Analyse de modulation

Nous effectuons une analyse de modulation sur Stata<sup>®</sup> suivant la méthode analytique conditionnelle de processus d'Hayes (2018)<sup>36</sup>. Nous effectuons notre analyse en trois étapes: (a) l'estimation hiérarchisée du modèle, (b) l'évaluation de l'effet de modulation et (c) l'analyse des pentes simples de l'effet conditionnel de la variable exogène selon la variable modératrice.

L'analyse commence par l'estimation linéaire hiérarchisée du modèle, qui consiste à estimer l'équation (7.1) une première fois sans le terme interaction ( $X_i * Conf_i$ ), puis avec la spécification incluant le terme d'interaction. Si le coefficient estimé du terme d'interaction est significatif, cela suggère un effet de modulation significatif. Évidemment, si le terme d'interaction n'est pas significatif, alors le processus entier est désuet. Le modèle n'est pas valide et il devient nécessaire d'en modifier la spécification (Hayes, 2018).

L'équation sans terme d'interaction peut être définie comme suit :

$$Y_i = aa_0 + aa_1X_i + aa_2Conf_i + aa_3edu_i + aa_4PIB_i + \epsilon_i \quad (7.2)$$

<sup>36</sup>Au niveau technique, nous utilisons et adaptons la procédure de Crawson (2021a), qui permet d'adapter la méthodologie de Hayes (2018) au logiciel de Stata. L'auteur présente la procédure sur YouTube et l'accompagne de plusieurs ressources additionnelles, dont le *do-file* nécessaire pour Stata ([https://drive.google.com/file/d/11TKUjVFkaIRAX6X\\_EJYHEQLYUzqT0ag/view](https://drive.google.com/file/d/11TKUjVFkaIRAX6X_EJYHEQLYUzqT0ag/view)) ainsi qu'un PowerPoint (<https://drive.google.com/file/d/1E4zDx9e0xcqSnr4haaIXBPitVEcrPOM1/view>).

où les variables explicatives sont identiques à celles de l'équation (7.1).  $aa_1$ ,  $aa_2$  et  $aa_3$  sont des coefficients estimés pour chaque variable du modèle.  $aa_0$  est une constante et  $\epsilon_i$  est le terme d'erreur.

Nous utilisons une technique d'estimation par bootstrap, recommandée lorsque l'échantillon observé est petit ou atypique (Fox, 2008). Cette technique d'estimation est particulièrement utile car elle permet d'obtenir des coefficients estimés sans biais ainsi que des écarts-types robustes et précis, améliorant le pouvoir d'inférence du modèle, et ce, lorsque les données ne répondent pas aux hypothèses de distribution (e.g. distribution normale des erreurs). Elle représente une alternative robuste à une régression linéaire par MCO. Dans Stata, elle est effectuée par le choix de l'option *vce(bootstrap)* pour la procédure *regress*. Nous choisissons cette technique d'estimation dû à la petite taille de notre échantillon ( $n=70$  obs).

La technique du bootstrap consiste à rééchantillonner virtuellement un certain nombre de fois l'échantillon qui est observé, afin de créer une distribution statistique approximant la distribution « réelle » de la population de l'échantillon. Nous exécutons 1 000 itérations, le nombre minimal recommandé dans la littérature (Fox, 2008). Les résultats d'estimation correspondent à la moyenne des estimés obtenus pour chacun des échantillons examinés.

La seconde étape de notre analyse de modération, primordiale lors d'une analyse de modération, est le calcul de la taille de l'effet de modération (Memon et al., 2019). Une mesure couramment utilisée est le  $\Delta R_Y^2$ , qui représente le pourcentage de variance de la variable dépendante expliquée uniquement par le terme d'interaction (Liu & Yuhan, 2021). Elle permet de quantifier comment l'effet de modération améliore le pouvoir explicatif du modèle. Cette mesure est représentée par la formule suivante :

$$\begin{aligned} \Delta R_Y^2 &= \frac{\text{variance de Y uniquement expliquée par X*MOD}}{\text{variance totale de Y}} \\ &= \frac{SS_2 - SS_1}{SS_Y} \\ &= R_2^2 - R_1^2 \end{aligned} \quad \text{(iii)}$$

Dans cette équation,  $SS_2$  représente la somme des carrés de l'équation (7.1) présentée plus tôt et  $SS_1$  représente la somme des carrés de l'équation (7.2).  $SS_Y$  représente la variance de la variable dépendante de surmortalité. Le résultat final est donc la différence entre le  $R^2$  obtenu à la suite de

l'estimation du modèle avec modération (7.1) versus le modèle sans modération (7.2). Selon Cohen (1988), des valeurs de 0,02, 0,15 et 0,35 représentent respectivement des tailles d'effet petites, moyennes et grandes. Cependant, Aguinis et al. (2005) ont montré que généralement, la moyenne obtenue pour des effets de modération n'atteignait que 0,009. Ainsi, Kenny (2018) a proposé plus récemment des nouveaux standards d'évaluation, suggérant que des valeurs de 0,005, 0,01 et 0,025 sont des standards réalistes pour évaluer un effet de modération de petite à grande ampleur (Hair et al. 2021). Nous utiliserons ces critères dans le cadre de notre étude.

En plus d'évaluer la taille de l'effet de modération, nous désirons évaluer aussi la nature de cette relation conditionnelle entre la confiance et les politiques publiques restrictives (i.e. leur dynamique relationnelle). Une approche possible (Hayes, 2018) et recommandée (e.g. Memon et al. (2018), Busenbark et al. (2022)) afin d'accomplir cet objectif est l'analyse des pentes simples.

L'analyse des pentes simples consiste à effectuer des tests statistiques sur les pentes simples de l'effet de la variable exogène sur la variable dépendante à différents niveaux du modérateur. Dans notre cas, l'analyse des pentes simples consiste à d'abord tracer un graphique de l'effet conditionnel de l'indice d'intensité des politiques restrictives  $X_i$  sur la surmortalité, et ce, à différents niveaux de l'indice de confiance  $Conf_i$ . Ces niveaux sont (1) à un écart-type en-dessous de la moyenne, (2) à la moyenne et (3) à un écart-type au-dessus de la moyenne. Cela permet de visualiser graphiquement la variation de l'effet des politiques restrictives selon le niveau de confiance. Les estimés des pentes simples correspondent au calcul de l'effet marginal de la variable exogène sur la variable dépendante au niveau choisi du modérateur. À l'aide de ces estimés, nous pourrions par la suite déterminer si les effets conditionnels sont statistiquement significatifs ( $\neq 0$ ).

### Hypothèses

Nous pouvons maintenant clarifier nos hypothèses selon le cadre méthodologique proposé ci-dessus. Comme indiqué dans la figure 18, notre première hypothèse (**H1**), suggérant que la confiance réduise la surmortalité par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de coopération en santé, est adéquatement capturée par l'effet conditionnel de la confiance sur la surmortalité ( $a_2 + a_3 * X_i$ ). Afin de le mesurer, nous calculons l'effet marginal moyen de la confiance<sup>37</sup>. Il est attendu que le résultat soit négatif et significatif.

---

<sup>37</sup> Correspond à la moyenne des dérivés partielles de l'indice de confiance à chaque unité de  $X_i$  dans l'échantillon.

Notre deuxième hypothèse (**H2**) suggère que l'efficacité des politiques publiques pandémiques dépend du niveau de confiance au sein de la population. Cette hypothèse défend l'existence d'un phénomène de modération significatif, qui est capturé par l'effet direct du terme d'interaction ( $a_3$ ) dans l'équation (7.1). Tel qu'exprimé par Haring et al. (2021), il est attendu qu'une sévérité accrue dans un contexte de confiance accru soit inefficace. Ainsi, nous prévoyons que le signe de cet effet soit positif et significatif.

Il est possible d'examiner deux sous-hypothèses en lien avec **H2**, caractérisant l'efficacité des politiques restrictives selon des contextes de confiance spécifiques. Elles sont capturées par l'effet conditionnel de  $X_i$  sur la surmortalité ( $a_1 + a_3 * Conf_i$ ). Concernant d'abord l'effet principal de l'intensité des politiques restrictives ( $a_1$ ) sur la surmortalité, nous prévoyons qu'il soit négatif et potentiellement non significatif. Ces attentes sont supportées par nos évidences empiriques. Puis, sous **H2.1** dans un environnement de faible confiance, il est attendu que l'effet conditionnel négatif des politiques publiques restrictives soit amplifié et significatif (i.e. réduisent plus fortement la surmortalité). En revanche, sous **H2.2**, dans un contexte de confiance élevée, il est plutôt attendu que l'effet conditionnel négatif des politiques publiques restrictives soit inversé (i.e. ne réduisent pas ou augmente la surmortalité). Plus précisément, nous prévoyons que le signe de l'effet conditionnel soit positif et significatif, ou positif et non-significatif.

Le tableau 6 résume les relations attendues entre chacune de nos variables explicatives d'intérêt avec la variable dépendante. Ces relations sont associées à leur équation et hypothèse respective. Nous décrivons le type des variables explicatives affichées dans le tableau (e.g. modératrice). La colonne 6 affiche le signe attendu de l'effet de la variable explicative sur la variable dépendante désignée et la colonne 7 décrit le type d'effet (i.e. conditionnel ou non).

**Tableau 6** Tableau récapitulatif des variables du modèle 1

Éq.	Hyp.	Variable Expl.	Type de var.	Variable Dep.	Effet attendu	Type d'effet
		Pol. restrictives	Exogène		-	Conditionnel
7.1	<b>H1</b>	Confiance	Modératrice	Surmortalité	-	Conditionnel
	<b>H2</b>	Pol. restr. * Conf.	Effet de modération		+	Principal

## Endogénéité

D'un point de vue économétrique, la conduite d'une régression linéaire requiert la satisfaction de quatre hypothèses fondamentales : l'absence de colinéarité entre les variables explicatives, l'espérance nulle du terme d'erreur, l'homoscédasticité (constance de la variance des erreurs) et la normalité de la distribution des erreurs (Coviello et Dostie, 2019). Le respect de la première, deuxième et quatrième hypothèse assure que les estimateurs obtenus sont sans biais. Additionnellement, le respect de la troisième hypothèse assure le pouvoir d'inférence du modèle. Dans la section ci-dessous, nous discutons du respect des quatre hypothèses dans notre modèle.

Tout d'abord, nous n'avons pas identifié de problème évident de multicollinéarité entre nos variables explicatives. Il est également possible de tester formellement la présence de colinéarité dans le modèle, en analysant les facteurs d'inflation de variance (procédure *estat vif* sur Stata). Dans un cas d'analyse de modération, cependant, cet exercice est plus ou moins pertinent (Crawson, 2021a; Hayes, 2018). La présence du terme d'interaction enfle la variance associée au terme d'interaction et aux deux variables incluses dans le terme d'interaction. Nous ne fournissons donc pas les résultats du test. Notons également que tant que les intervalles de confiance issus de l'estimation sont suffisamment précis pour être utilisés, les préoccupations concernant un problème de colinéarité sont moins justifiées (Goldberger, 1998). Goldberger ajoute qu'un problème significatif de colinéarité ne saurait être résolu par l'utilisation de données existantes de toute manière. Nous jugeons donc que cette première hypothèse d'absence de colinéarité est respectée dans le cadre de notre recherche.

La deuxième hypothèse nécessite l'absence totale d'endogénéité dans le modèle. Les problèmes d'endogénéité typiques sont les erreurs de mesure, la simultanéité et les variables omises. Empiriquement, il est impossible de prouver une telle chose. L'objectif est d'en minimiser les risques. Tout d'abord, notre spécification suit la forme théorique du modèle réduit de santé de Davanzo & Gertler. Certes, cette forme de modèle possède une capacité limitée à renseigner sur les mécanismes comportementaux de santé. Toutefois, elle possède l'avantage de réduire le risque d'endogénéité entraîné par la présence combinée de comportements et de déterminants comportementaux. En ce qui concerne les variables de contrôle, nous partons du principe que ces variables ne posent pas de problème d'endogénéité, conformément à Baldacci et al. (2008) et à d'autres études (e.g. Bloom et al., 2008 ; Chen et al., 2014 ; Henderson, 2003, etc.). Concernant la

présence d'erreurs de mesure, l'utilisation de la variable de surmortalité permet de réduire les risques d'erreurs de mesure liées à la récolte des données internationales pandémiques.

Enfin, bien qu'il soit impossible de prouver l'absence de variables omises, pour l'instant nous n'avons pas de soupçons particuliers concernant l'existence de telles variables. Nous effectuons tout de même un test de variable additionnelle, appelé le « Regression Specification Error Test » (RESET) (Ramsey, 1969), afin de vérifier que la spécification de notre modèle est correctement identifiée et qu'il n'est pas affecté par un problème de variables omises. Ce test est basé sur l'idée que si le modèle est affecté par un problème de variable omise, alors l'addition d'une variable extérieure au modèle ne devrait pas l'impacter significativement (DeBenedictis & Giles, 1998). Ce test ne résout pas le problème théorique de l'existence de variables omises potentielles, mais il permet certainement d'évaluer la validité fonctionnelle de la spécification (par exemple en indiquant si l'utilisation d'une forme linéaire de régression est potentiellement inadaptée). Nous utilisons la procédure *estat ovtest* sur Stata et rapportons les résultats dans le chapitre 4.

Finalement, puisque nous utilisons une technique d'estimation par bootstrap, il n'est pas nécessaire de prouver la normalité des erreurs (hyp. 4). Nous présentons tout de même, par exercice de robustesse, les résultats principaux obtenus à la suite d'utilisation de techniques d'estimation alternatives. Notamment, nous estimons le modèle par MCO classique, par MCO robuste aux petits échantillons<sup>38</sup> puis par MCO robuste en présence d'hétéroscédasticité dans les erreurs<sup>39</sup>. Ces deux dernières techniques permettent d'obtenir des écarts-types plus robustes en présence de données qui ne respectent pas les hyp. 3 et 4 que la technique par MCO. Finalement, notons que les coefficients estimés seront tous identiques peu importe la technique d'estimation alternative. Cependant, ce sont le niveau de significativité ainsi que les écarts-types qui seront modifiés.

### **3.5.2. Modèle 2 (Médiation)**

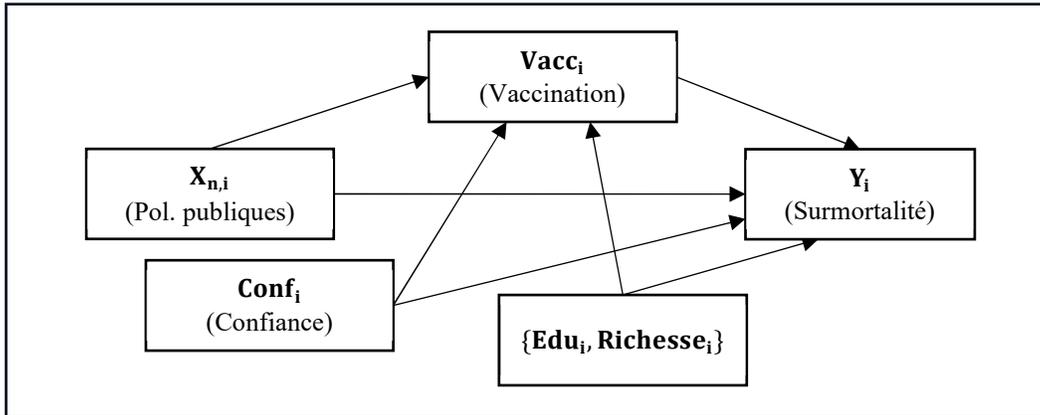
Suivant Hayes (2018), nous définissons notre modèle de santé conceptuel 2 comme modèle de médiation. Il est représenté conceptuellement à l'aide du diagramme ci-dessous.

---

<sup>38</sup> Option *vce(robust)* après *regress* dans Stata.

<sup>39</sup> Option *vce(hc2)* après *regress* dans Stata.

**Figure 19** Diagramme conceptuel de médiation (M2)



Source : Diagramme conceptuel « Model 7 » adapté de Hayes (2018)

La variable dépendante de surmortalité est influencée par l'adoption d'un comportement de coopération en santé, représenté ici par le taux de vaccination  $Vacc_i$ . Sous notre méthode analytique conditionnelle de processus, chaque déterminant de comportements de santé préventifs affecte dorénavant la surmortalité de manière directe, par l'entremise de comportements qui sont inobservés dans le modèle, mais également de manière indirecte, par l'entremise de notre variable médiatrice  $Vacc_i$ .

Ainsi, la surmortalité est affectée directement par la variable exogène  $X_{n,i}$ , cette dernière représentant l'intensité des politiques publiques adoptées afin de lutter contre la pandémie, la confiance ( $Conf_i$ ), l'éducation ( $Edu_i$ ) et la richesse par habitant ( $RICHESSE_i$ ). De plus, la vaccination est affectée par ces mêmes variables. La surmortalité, affectée directement par la vaccination, est donc également influencée indirectement par le biais de l'effet de chacune des variables explicatives sur la vaccination.

Dans le domaine de la recherche en santé, il est commun d'étudier le rôle médiateur qu'exercent les comportements en santé dans l'atteinte d'un niveau de santé quelconque. Par exemple, une étude conduite sur la population brésilienne par Dinis et al. (2019) montre que le niveau de santé physique dans les lieux de travail est prédit de manière significative par les relations interpersonnelles et les comportements en santé. Notamment, ils ont révélé que les comportements de santé médient significativement l'impact adverse que peuvent exercer les relations interpersonnelles sur le niveau de santé en contexte professionnel. Concernant spécifiquement la Covid-19, Canatay et al., (2021) ont trouvé, par analyse de trajectoires, que l'âge, le genre,

l'éducation, les dépenses en santé et certains facteurs culturels (individualisme et hiérarchie) sont des déterminants indépendants significatifs du taux de mortalité. Le nombre de médecins, le nombre de lits d'hôpitaux et la densité des lits d'hôpitaux ont, quant à eux, été désignés comme déterminants médiateurs significatifs. Chen et al. (2023), en utilisant une méthode d'estimation structurelle, ont montré que l'allocation vaccinale médie l'effet de la vulnérabilité sociale sur la mortalité liée à la Covid-19 aux États-Unis. Une plus grande disparité dans l'accès à la vaccination exacerbe l'effet des disparités sociales sur l'état de santé des individus.

Suivant Hayes (2018), nous spécifions le modèle de médiation suivant, correspondant à un modèle structurel où l'équation (8.1) représente une équation comportementale de santé et l'équation (8.2) représente une équation hybride de santé selon le cadre microéconomique de DaVanzo & Gertler (1990) :

$$\text{Vacc}_i = c_{n,0} + c_{n,1}X_{n,i} + c_{n,2}\text{Conf}_i + c_{n,3}\text{edu}_i + c_{n,4}\text{PIB}_i + \epsilon_{c,n,i} \quad (8.1)$$

$$Y_i = d_{n,0} + e'_n X_{n,i} + d_{n,1}\text{Vacc}_i + d_{n,2}\text{Conf}_i + d_{n,3}\text{edu}_i + d_{n,4}\text{PIB}_i + \epsilon_{d,n,i} \quad (8.2)$$

Dans l'équation (8.1),  $\text{Vacc}_i$ , la variable dépendante, représente le taux de nouvelles personnes vaccinées dans chaque pays observé  $i$  en 2021.  $c_{n,0}$  est une constante et  $\epsilon_{c,n,i}$  représente le terme d'erreur. Le taux de vaccination est déterminé par plusieurs variables, dont  $X_{n,i}$ , qui représente l'indice d'intensité de deux types de politiques publiques spécifiques :  $X_{1,i}$  mesure l'indice d'intensité de politiques publiques restrictives et  $X_{2,i}$  mesure l'indice d'intensité de politiques publiques de santé non-restrictives. Toutes les autres variables sont identiques à celles définies dans **M1**. Chaque variable explicative détermine le taux de vaccination par son effet principal respectif, capturé par les coefficients  $c_{n,1}$ ,  $c_{n,2}$ ,  $c_{n,3}$  et  $c_{n,4}$ .

Dans l'équation (8.2),  $Y_i$  mesure le niveau de surmortalité pour chaque pays observé  $i$  en 2021.  $d_{n,0}$  est une constante et  $\epsilon_{d,n,i}$  représente le terme d'erreur<sup>40</sup>. Les politiques publiques  $X_{n,i}$  affectent la surmortalité par leur coefficient  $e'_n$ . Chaque variable explicative détermine le niveau de surmortalité par leur effet principal respectif, capturés par les coefficients  $d_{n,1}$ ,  $d_{n,2}$ ,  $d_{n,3}$  et  $d_{n,4}$ .

---

<sup>40</sup> Notons qu'à la différence d'un modèle instrumental où les erreurs des deux équations seraient corrélées, l'utilisation d'un modèle de médiation implique l'imposition d'une restriction d'exclusion, qui exclut la présence d'une corrélation entre les erreurs des deux équations.

Le modèle est estimé à tour de rôle, selon chacun des deux types de politiques publiques examinés sous  $X_{n,i}$ .

Dans l'équation (8.2),  $Vacc_i$  est une variable comportementale de santé et peut représenter une source d'endogénéité dans le modèle, étant combinée à des déterminants de comportements. L'estimation d'un modèle structurel permet de contrôler cette source d'endogénéité. En substituant  $Vacc_i$  dans l'équation (8.2) par l'équation (8.1), nous obtenons l'équation (8.3b) suivante :

$$Y_i = d_{n,0} + e'_n X_{n,i} + d_{n,1}(c_{n,0} + c_{n,1}X_{n,i} + c_{n,2}Conf_i + c_{n,3}edu_i + c_{n,4}PIB_i + \epsilon_{c,n,i}) + d_{n,2}Conf_i + d_{n,3}edu_i + d_{n,4}PIB_i + \epsilon_{d,n,i} \quad (8.3)$$

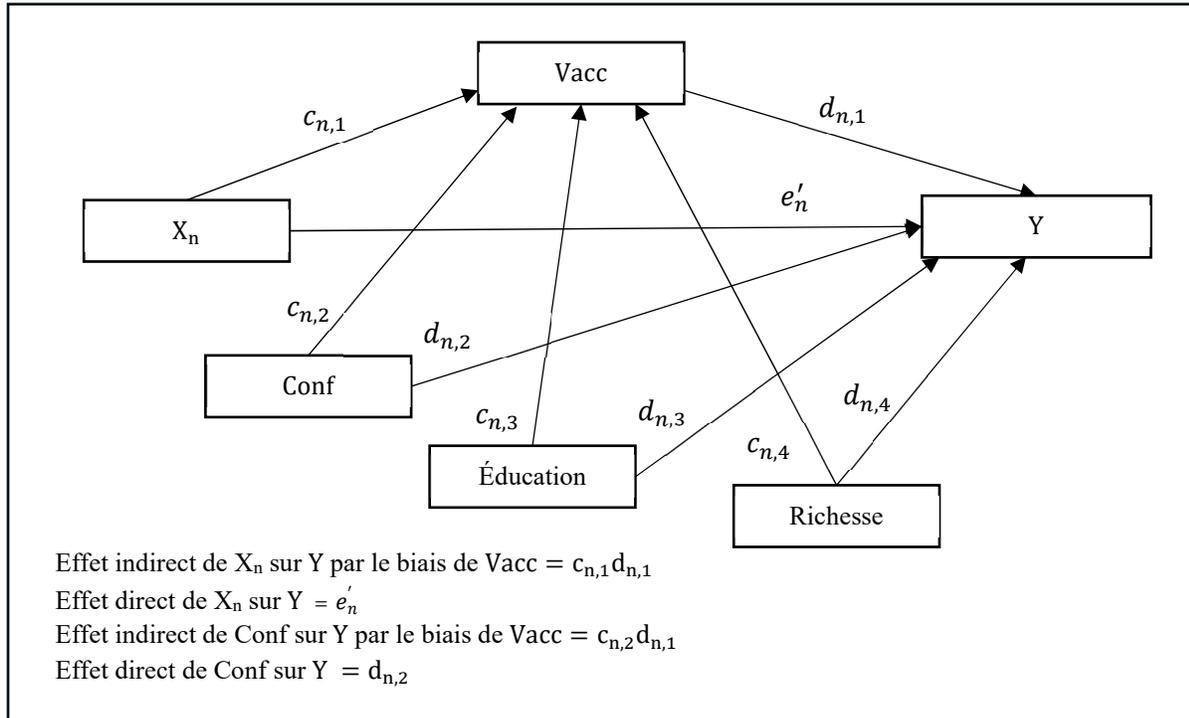
$$Y_i = d_{n,0} + e'_n X_{n,i} + c_{n,0}d_{n,1} + c_{n,1}d_{n,1}X_{n,i} + c_{n,2}d_{n,1}Conf_i + c_{n,3}d_{n,1}edu_i + c_{n,4}d_{n,1}PIB_i + d_{n,1}\epsilon_{c,n,i} + d_{n,2}Conf_i + d_{n,3}edu_i + d_{n,4}PIB_i + \epsilon_{d,n,i} \quad (8.3a)$$

$$Y_i = (d_{n,0} + c_{n,0}d_{n,1}) + X_{n,i}(c_{n,1}d_{n,1} + e'_n) + Conf_i(c_{n,2}d_{n,1} + d_{n,2}) + edu_i(c_{n,3}d_{n,1} + d_{n,3}) + PIB_i(c_{n,4}d_{n,1} + d_{n,4}) + (d_{n,1}\epsilon_{c,n,i} + \epsilon_{d,n,i}) \quad (8.3b)$$

où la surmortalité est affectée par la combinaison d'effets directs et indirects de chaque déterminant de comportement, mais n'est plus affectée par la variable de vaccination, le comportement observé. Dans (8.3b), la combinaison de l'effet direct de chaque variable explicative, et de leur effet indirect médié par la vaccination, permet de mesurer leurs effets totaux respectifs sur la surmortalité. Par exemple, chaque type de politiques publiques  $X_{n,i}$  affecte directement la surmortalité par le coefficient  $e'_n$ , mais affecte indirectement la surmortalité par le coefficient  $c_{n,1}d_{n,1}$ , entraînant un effet total mesuré par  $c_{n,1}d_{n,1} + e'_n$ .

Ci-dessous figure un diagramme statistique de **M2** résumant les relations au sein de notre modèle.

**Figure 20** Diagramme statistique de médiation (M2)



Source : Adapté de Hayes (2018) Diagramme statistique « Model 7 »

### Analyse de médiation

Nous effectuons une analyse de médiation en utilisant le progiciel statistique « medsem » (Mehmetoglu, 2018) sur le logiciel Stata<sup>®</sup>. Le progiciel offre deux stratégies différentes (Iacoubbi et al. (2007) et Zhao et al. (2010), toutes deux basées sur l'amélioration méthodologique de l'approche classique de Baron & Kenny (1986).

Avant de discuter de ces deux stratégies et de notre choix méthodologique, nous décrivons d'abord ci-dessous l'approche originelle de Baron & Kenny (1986). Examinons un modèle de médiation simple, évalué par approche d'étapes causales (MacKinnon et al., 2007) où trois équations de régressions distinctes sont estimées consécutivement. Les trois équations de régression sont les suivantes (Iacoubbi et al., 2007)<sup>41</sup>,

$$Y = \beta_2 + c X + \varepsilon_2 \quad (\text{iv})$$

<sup>41</sup> Les équations sont identiques à Iacoubbi et al. (2007). Nous n'en avons pas modifié les coefficients. Toutefois, prenez note que ces coefficients ne sont pas reliés à nos modèles de santé présentés plus haut.

$$M = \beta_1 + aX + \varepsilon_1 \quad (\text{v})$$

$$Y = \beta_3 + c'X + bM + \varepsilon_3 \quad (\text{vi})$$

où  $Y$  représente la variable dépendante,  $X$  la variable exogène,  $M$  le médiateur,  $\beta_n$  les constantes et  $\varepsilon_n$  les termes d'erreur pour  $n=\{1,\dots,3\}$ .  $a, b, c$  et  $c'$  sont des coefficients.

Baron & Kenny (1986) recommandent un processus décisionnel, basé sur une série de tests statistiques, permettant de confirmer si le phénomène de médiation est absent, partiel ou complet dans le modèle. L'approche statistique de Baron & Kenny (1986) débute par les régressions successives des trois équations. Elles sont évaluées par les étapes décisionnelles suivantes (Mehmetoglu, 2018) :

Étape (1) – Régresse  $Y$  sur  $X$  dans l'équation (iv) afin d'estimer le chemin  $c$ . L'effet doit être significatif, impliquant qu'il existe un effet à être médié.

Étape (2) – Régresse  $M$  sur  $X$  dans l'équation (v) afin d'estimer le chemin  $a$ . L'effet doit être significatif, offrant une évidence qu'il existe une relation empirique entre les deux.

Étape (3) – Régresse  $Y$  sur  $M$  dans l'équation (vi) en contrôlant pour  $X$ , afin d'estimer le chemin  $b$ . Celui doit être significatif, offrant une évidence qu'il existe une relation empirique entre les deux.

Si une seule des trois étapes n'est pas valide, le phénomène de médiation est absent. Si chacune des trois étapes est valide, le phénomène de médiation est partiel et nous pouvons enclencher une quatrième étape décisionnelle. Cette étape finale consiste en l'accomplissement d'un test statistique de Sobel (« Sobel's test ») évaluant la significativité de l'effet indirect de la variable exogène sur la variable dépendante (Iacobucci et al., 2007). Elle est décrite ci-dessous.

Étape (4) – Assumant que les trois premières étapes soient valides, le test de Sobel (1982) est conduit afin de confirmer si le phénomène de médiation est complet. Le test est représenté par la formule suivante :

$$Z = \frac{a*b}{\sqrt{b^2s_a^2+a^2s_b^2}} \quad (\text{vii})$$

Cela est un test-z, où  $a$  et  $s_a^2$  (l'écart-type de  $a$ ) sont obtenus par l'équation (v), et  $b$  et  $s_b^2$  (l'écart-type de  $b$ ) sont obtenus par l'équation (vi). L'objectif du test est de révéler si l'effet indirect est significatif ce qui équivaut mathématiquement à calculer la différence entre l'effet direct  $c$  et l'effet direct  $c'$  lorsqu'on contrôle pour l'effet indirect médié dans l'équation (vi).

Maintenant que nous avons présenté l'approche classique, nous discutons des deux stratégies disponibles et défendons les raisons de notre choix de stratégie. La première stratégie offerte par « medsem » provient d'Iacobbi et al. (2007). Cette stratégie utilise le processus décisionnel de Baron & Kenny (incluant le Sobel's test) mais utilise un cadre méthodologique différent, en l'occurrence la modélisation par équations structurelles. Cette technique consiste en l'estimation simultanée des équations structurelles du modèle de médiation, au lieu des régressions consécutives de Baron & Kenny (1986). Grâce à l'exécution de séries de simulations de Monte-Carlo, Iacobbi et al. (2007) ont pu démontrer que leur méthode d'estimation est non seulement préférable, mais requise. Un des avantages de leur méthode est l'obtention d'écart-types qui sont plus petits (i.e. plus précis) que ceux obtenus par la technique de Baron & Kenny.

Zhao et al. (2010) sont en accord avec Iacobbi et al. (2007) concernant le fait que l'utilisation d'une technique de modélisation d'équations structurelles est une approche optimale pour conduire une analyse de médiation. Toutefois, Zhao et al. (2010) rejettent l'utilisation du processus décisionnel de Baron & Kenny (1986). En effet, ils considèrent que leur vision de la médiation (i.e. nulle, partielle ou complète) est plutôt « grossière et fallacieuse » et proposent une alternative conceptuelle à l'évaluation des effets de médiation (Zhao et al., 2010). Ils argumentent principalement que l'effet de médiation est seulement capturé par l'effet indirect et recommandent l'utilisation d'une technique de bootstrap afin d'en estimer la taille d'effet. Ils priorisent cette technique au lieu du test de Sobel car la puissance du test de Sobel, qui assume une distribution normale de l'effet indirect  $a * b$  dans l'échantillon, est plutôt faible, (Mehmetoglu, 2018).

Zhao et al. (2010) identifient plusieurs types de médiation et de non-médiation, desquelles découlent certaines implications théoriques. Ils soutiennent que tant que l'effet indirect est significatif, il est possible d'observer plusieurs types de médiation : médiation complémentaire, compétitive et indirecte. Ils identifient aussi deux types de non-médiation : non-médiation directe et non-médiation sans effet. Nous avons inclus dans l'annexe F la figure fournie par Zhao et al.

(2010) illustrant les différents effets de médiation définis par leur méthode ainsi que les implications théoriques de chacun de ces phénomènes de médiation.

Reprenons notre exemple de tout à l'heure, illustré par les équations (iv), (v) et (vi). Le processus décisionnel de Zhao et al. (2010) est le suivant :

Étape (1) – Si ni le test par bootstrap de l'effet indirect ( $a * b$ ), ni le coefficient de l'effet direct de X sur Y ( $c$ ) n'est significatif, alors il existe un phénomène de non-médiation sans effet (i.e pas de médiation selon la classification de Baron & Kenny (1986)). Un résultat de ce type implique que le cadre théorique n'est pas adéquat et qu'il est peu probable qu'il existe un médiateur que nous ayons omis.

Étape (2) – Si le test par bootstrap de l'effet indirect ( $a * b$ ) n'est pas significatif mais que le coefficient de l'effet direct de X sur Y ( $c$ ) est significatif, alors il existe un phénomène de non-médiation direct (i.e. pas de médiation). Un résultat de ce type implique que la spécification du modèle est problématique et qu'il est fort probable qu'il existe un médiateur omis.

Étape (3) – Si le test par bootstrap de l'effet indirect ( $a * b$ ) est significatif mais que le coefficient de l'effet direct de X sur Y ( $c$ ) n'est pas significatif, alors il existe un phénomène de médiation seulement indirect (i.e. médiation complète). Un résultat de ce type implique que le médiateur identifié est cohérent avec le cadre théorique du modèle.

Étape (4) – Si à la fois le test par bootstrap de l'effet indirect ( $a * b$ ) et le coefficient de l'effet direct de X sur Y ( $c$ ) sont significatifs, alors il existe un phénomène de médiation complémentaire (i.e. médiation partielle).

Étape (5) – Si à la fois le test par bootstrap de l'effet indirect ( $a * b$ ) et le coefficient de l'effet direct de X sur Y ( $c$ ) sont significatifs mais que les coefficients sont en sens inverse l'un de l'autre, alors il existe un phénomène de médiation compétitive (i.e. médiation partielle).

Les résultats de médiation des étapes 4 et 5 impliquent que la spécification du modèle est incomplète et que le médiateur choisi est cohérent avec le cadre théorique du modèle, mais qu'il est fort probable qu'il existe un médiateur omis.

Nous résumons les éléments discutés plus haut dans le tableau 7. Pour chaque type de médiation décrit par Zhao et al. (2010), nous incluons son équivalent décrit par Baron & Kenny (1986).

**Tableau 7** Résumé des types de médiation décrits par Zhao et al. (2010)

Étape	Effet indirect ( $a * b$ )	Effet direct de X sur Y ( $c$ )	Direction des coef. estimés	Type de médiation	
				Classification selon Zhao et al. (2010)	Classification selon Baron & Kenny (1986)
1	NS	NS	Identique	Non-médiation sans effet	Pas de médiation
2	NS	S	Identique	Non-médiation directe	Pas de médiation
3	S	NS	Identique	Médiation indirecte	Médiation complète
4	S	S	Identique	Médiation complémentaire	Médiation partielle
5	S	S	Inverse	Médiation compétitive	Médiation partielle

NS = Non-significatif. S = Significatif.

Concernant le choix de notre stratégie d'estimation, nous priorisons l'approche de Zhao et al. (2010), cette dernière étant plus pertinente concernant l'interprétation des résultats et des implications théoriques qui en découlent. De plus, l'utilisation d'une technique de Monte-Carlo afin d'estimer l'effet indirect convient mieux à notre échantillon. Pour cette même raison, nous adaptons leur approche d'estimation structurelle en utilisant une technique de bootstrap. Nous exécutons 1 000 itérations.

### Hypothèses

Nous pouvons maintenant clarifier nos hypothèses à l'aide du cadre méthodologique ci-haut et de la figure 20. **H3** soutient que la vaccination est un comportement de coopération en santé réduisant la surmortalité, tel que capturé par l'effet de la vaccination ( $d_{n,1}$ ) sur la surmortalité dans l'équation (8.1). Il est attendu que le coefficient soit négatif et significatif, hypothèse encouragée par les résultats observés dans nos évidences empiriques.

L'autre hypothèse testée dans ce modèle est **H4**. Elle suggère que la confiance réduit la surmortalité de manière directe et indirecte par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de collaboration en santé. Plus précisément, nous pouvons distinguer deux sous-hypothèses. **H4.1** suppose que la confiance a un effet direct qui est bénéfique sur la surmortalité. Cette hypothèse est capturée par le coefficient  $e_{n,2}$ , et il est attendu qu'il soit négatif et significatif. **H4.2** suppose, additionnellement, que la confiance ait un effet indirect bénéfique sur la surmortalité. Cette hypothèse est capturée par la multiplication de l'effet bénéfique de la confiance sur la vaccination ( $d_{n,2}$ ) et de l'effet bénéfique de la vaccination sur la surmortalité ( $e_{n,1}$ ). Il est

donc attendu que  $d_{n,2}e_{n,1}$  soit négatif et significatif. Suivant Zhao et al. (2010), si les effets direct et indirect d'une variable explicative sur la variable dépendante sont significatifs et qu'ils sont de même signe, il existe un effet de médiation complémentaire dans le modèle. Ainsi, **H4** implique un effet de médiation complémentaire, ou un effet de médiation partielle, suivant l'approche de Baron & Kenny (1986).

Nous n'examinons pas d'hypothèses formelles concernant les effets des politiques publiques dans ce modèle-ci. Nous discutons tout de même de nos attentes empiriques concernant les effets directs et indirects de chacun des types de politiques et des effets de médiation avant de définir le modèle 3, où **H5.1** et **H5.2** sont examinées et dépendent de ces attentes.

D'abord, il est attendu que les politiques publiques restrictives réduisent directement la surmortalité de manière potentiellement non significative. Suivant notre cadre théorique, il est aussi attendu que les politiques publiques restrictives n'encouragent pas la vaccination<sup>42</sup>. Nous prévoyons que le signe de cette variable soit négatif et potentiellement non-significatif, impliquant un effet direct négatif potentiellement non-significatif. Ces combinaisons possibles impliquent l'existence de plusieurs phénomènes de médiation possibles, brouillant les attentes. Le plus probable est celui de non-médiation sans effet, cela dit.

Il est attendu que les pol. de santé non-restrictives réduisent directement et significativement la surmortalité. Suivant la revue de littérature et nos évidences empiriques, il est également attendu qu'elles augmentent significativement le taux de vaccination, réduisant ainsi indirectement (et significativement) la surmortalité. La présence d'effets direct et indirect significatifs pointant dans la même direction implique l'existence d'un phénomène de médiation complémentaire (i.e. médiation partielle).

Le tableau 8 résume les relations attendues entre chacune de nos variables explicatives d'intérêt avec la variable dépendante selon l'équation examinée. Les signes attendus des effets directs ou indirects, selon les variables examinées, sont présentés dans les deux dernières colonnes. Par exemple, il est attendu que l'indice de confiance diminue directement la surmortalité, qu'il

---

<sup>42</sup> Notons que nos évidences empiriques suggèrent que l'intensité des pol. restrictives dans notre échantillon augmente non-significativement la surmortalité, ce qui ne supporte pas ces attentes théoriques.

augmente le taux de vaccination, et ce faisant qu'il réduise indirectement la surmortalité par le biais de la vaccination.

**Tableau 8** Tableau récapitulatif des variables du modèle 2

Éq.	Hypothèses	Variable Explicatives	Type de var.	Var. dépendante	Effet direct	Effet indirect
8.1		Pol. restrictives	Exogène		-	+
		Pol. de santé non-restr.	Exogène	Vaccination	+	-
	<b>H4.1</b>	Conf.	Exogène		+	-
8.2		Pol. restrictives	Exogène		-	N/A
		Pol. de santé non-restr.	Exogène	Surmortalité	-	
	<b>H4.2</b>	Conf.	Exogène		-	
	<b>H3</b>	Vaccination	Médiatrice		-	

Note : Le symbole N/A signifie « non-applicable ».

### Endogénéité

Dans le cadre du modèle 2, nos préoccupations principales sont liées à l'existence de variables omises ou d'une spécification qui est invalide. Nous avons recours à un modèle de forme structurelle, ce qui permet de contrôler l'endogénéité découlant de la combinaison d'un comportement de santé et de déterminants comportementaux dans le même modèle. Concernant la possibilité théorique de variables omises, nous adoptons le cadre proposé par Zhao et al. (2010), tel que discuté précédemment, pour relever toute inadéquation conceptuelle liée à la spécification de notre modèle.

Nous ne sommes pas préoccupés par l'irrespect de la distribution des erreurs, puisque nous choisissons une technique d'estimation par bootstrap, à l'instar du modèle 1. Nous imitons tout de même le processus décrit dans la section d'endogénéité du modèle 1 et effectuons plusieurs tests de robustesse. En contexte d'estimation structurelle par l'entremise du logiciel « medsem » (Mehmetoglu, 2018), il n'est pas possible d'utiliser l'option d'estimation robuste à l'hétéroscédasticité. Nous estimons donc le modèle structurellement par MCO et par MCO (robuste<sup>43</sup>). Puis, nous conduisons un test RESET à la suite de l'estimation par MCO des deux

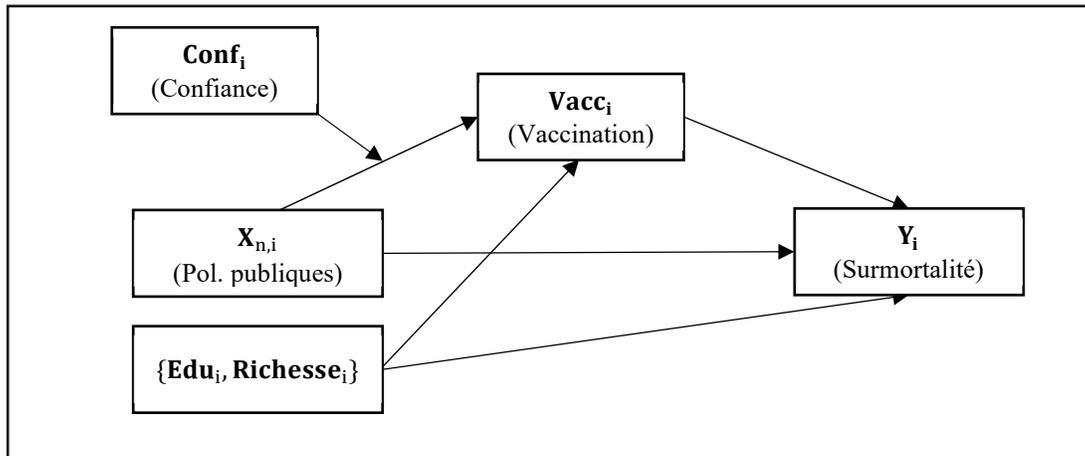
<sup>43</sup> Robuste aux petits échantillons.

équations individuellement spécifiées dans le modèle. Cette démarche vise à garantir que chaque équation soit, individuellement, correctement spécifiée.

### **3.5.3 Modèle 3 (Médiation modérée de première étape)**

Suivant Hayes (2018), nous définissons notre modèle de santé conceptuel 3 en modèle de médiation modérée de première étape. Il est représenté conceptuellement à l'aide du diagramme ci-dessous.

**Figure 21** Diagramme conceptuel de médiation modérée de première étape (M3)



Source : Diagramme conceptuel « Model 7 » adapté de Hayes (2018)

Ce modèle est très semblable au modèle 2. La surmortalité est influencée directement par la variable exogène  $X_{n,i}$ , cette dernière représentant l'intensité des politiques publiques, l'éducation ( $Edu_i$ ) et la richesse par habitant ( $Richesse_i$ ). La vaccination est également affectée par ces mêmes variables. La surmortalité, influencée directement par la vaccination, est donc également influencée indirectement par le biais de l'effet de chacune de ces variables explicatives sur la vaccination.

Dans ce modèle, la variable de confiance représente une variable modératrice qui module l'effet des politiques publiques sur l'adoption du comportement de collaboration en santé observé dans le modèle, i.e. la vaccination. Toutefois, la confiance n'affecte pas la relation entre la vaccination et la surmortalité, qui capture l'effet biologique/technologique du vaccin sur la santé. De plus, nous choisissons de ne pas relier directement la confiance sur la surmortalité afin d'isoler l'impact modérateur de la confiance en fonction du comportement qui est observé dans le modèle. Notons

toutefois qu'il s'agirait d'une avenue intéressante d'effectuer une analyse de médiation modérée de première et directe étape (Edwards & Lambert, 2007)<sup>44</sup>.

Suivant Hayes (2018), nous spécifions le modèle de médiation modérée suivant, correspondant à un modèle structurel de santé (DaVanzo & Gertler, 1990).

$$Vacc_i = g_{n,0} + g_{n,1}X_{n,i} + g_{n,2}Conf_i + g_{n,3}(X_{n,i} * Conf_i) + g_{n,4}edu_i + g_{n,5}PIB_i + \epsilon_{g,n,i} \quad (9.1)$$

$$Y_i = h_{n,0} + i'_n X_{n,i} + h_{n,1}Vacc_i + h_{n,2}edu_i + h_{n,3}PIB_i + \epsilon_{h,n,i} \quad (9.2)$$

Toutes les variables incluses dans chacune des équations sont identiques à celles définies dans **M2**. Dans l'équation (9.1),  $g_{n,0}$  est une constante et  $\epsilon_{g,n,i}$  représente le terme d'erreur.  $g_{n,1}$ ,  $g_{n,2}$ ,  $g_{n,3}$ ,  $g_{n,4}$  et  $g_{n,5}$  sont des coefficients estimés. Dans l'équation (9.2),  $h_{n,0}$  est une constante et  $\epsilon_{h,n,i}$  représente le terme d'erreur. Les politiques publiques  $X_{n,i}$  affectent directement la surmortalité par leur coefficient  $i'_n$ . Les autres variables explicatives déterminent le niveau de surmortalité par leurs coefficients  $h_{n,1}$ ,  $h_{n,2}$  et  $h_{n,3}$ .

Le modèle est estimé à tour de rôle, selon chacun des deux types de politiques publiques examinés sous  $X_{n,i}$ .

En substituant  $Vacc_i$  dans l'équation 9.2 par l'équation 9.1, nous obtenons l'équation (9.3b) suivante :

$$Y_i = h_{n,0} + i'_n X_{n,i} + h_{n,1}(g_{n,0} + g_{n,1}X_{n,i} + g_{n,2}Conf_i + g_{n,3}(X_{n,i} * Conf_i) + g_{n,4}edu_i + g_{n,5}PIB_i + \epsilon_{g,n,i}) + h_{n,2}edu_i + h_{n,3}PIB_i + \epsilon_{h,n,i} \quad (9.3)$$

$$Y_i = h_{n,0} + i'_n X_{n,i} + g_{n,0}h_{n,1} + g_{n,1}h_{n,1}X_{n,i} + g_{n,2}h_{n,1}Conf_i + g_{n,3}h_{n,1}(X_{n,i} * Conf_i) + g_{n,4}h_{n,1}edu_i + g_{n,5}h_{n,1}PIB_i + h_{n,1}\epsilon_{g,n,i} + h_{n,2}edu_i + h_{n,3}PIB_i + \epsilon_{h,n,i} \quad (9.3a)$$

$$Y_i = (h_{n,0} + g_{n,0}h_{n,1}) + X_{n,i}(i'_n + g_{n,1}h_{n,1}) + g_{n,2}h_{n,1}Conf_i + g_{n,3}h_{n,1}(X_{n,i} * Conf_i) + edu_i(g_{n,4}h_{n,1} + h_{n,2}) + PIB_i(g_{n,5}h_{n,1} + h_{n,3}) + (h_{n,1}\epsilon_{g,n,i} + \epsilon_{h,n,i}) \quad (9.3b)$$

où la surmortalité est affectée par la combinaison d'effets directs et indirects de chaque variable explicative. La variable de confiance est la seule exception, n'affectant la surmortalité que de

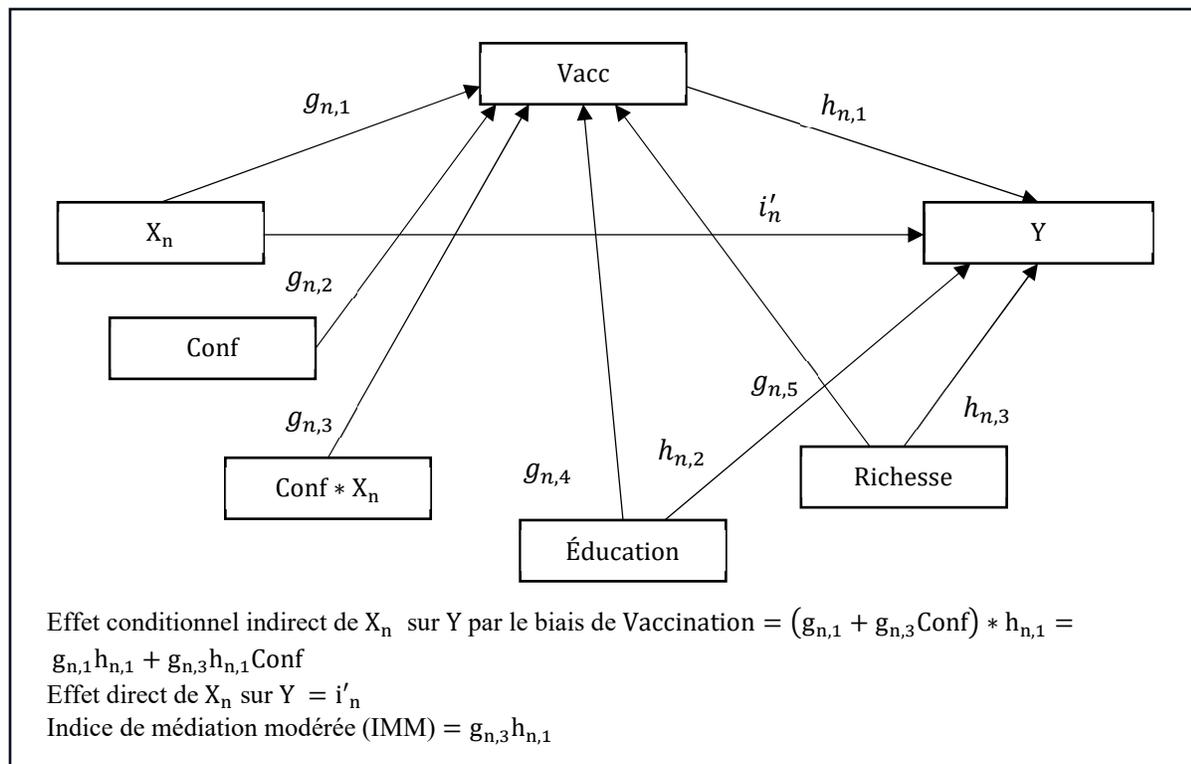
---

<sup>44</sup> Voir l'annexe G pour une visualisation de ce type de modèle conditionnel.

manière indirecte. De plus, l'effet indirect des politiques publiques sur la surmortalité est dorénavant conditionnel à l'effet de la confiance et peut être mesuré par le calcul de sa dérivée partielle en fonction de la variable dépendante :  $g_{n,1}h_{n,1} + g_{n,3}h_{n,1}Conf_i$ . L'effet associé au phénomène de médiation modérée, appelé « Indice de médiation modérée », est capturé par le coefficient  $g_{n,3}h_{n,1}$ . Il représente l'effet indirect du terme d'interaction sur la surmortalité.

Ci-dessous figure un diagramme statistique de **M3**, permettant de résumer les relations empiriques de notre modèle.

**Figure 22** Diagramme statistique de médiation modérée de première étape (**M3**)



Source : Diagramme statistique « Model 7 » adapté de Hayes (2018)

### Analyse de médiation modérée de première étape

Nous effectuons une analyse de médiation modérée de première étape suivant Hayes (2018)<sup>45</sup>. À l'image de l'analyse de modération effectuée pour le M1, elle est accomplie en plusieurs étapes :

<sup>45</sup>Au niveau technique, nous utilisons et adaptons la procédure de Crawson (2021b), qui permet d'adapter la méthodologie de Hayes (2018) au logiciel de Stata. L'auteur présente la procédure sur YouTube et l'accompagne de plusieurs ressources additionnelles, dont le *do-file* nécessaire pour Stata

(a) l'estimation simultanée du modèle structurel, (b) l'évaluation de l'effet de médiation modérée et (c) l'analyse des pentes simples de l'effet indirect conditionnel de la variable exogène d'intérêt selon la variable modératrice.

Nous débutons par l'estimation simultanée des équations structurelles. Nous utilisons une technique de bootstrap et exécutons 1 000 itérations. Nous estimons également par bootstrap l'effet de médiation modérée ( $g_{n,3}h_{n,1}$ ). Si l'indice de médiation modérée est statistiquement différent de zéro, alors il existe un phénomène de médiation modérée dans le modèle. Il est alors pertinent de passer à la dernière étape de l'analyse de médiation modérée, consistant à l'analyse des pentes simples de l'effet conditionnel indirect à différents niveaux du modérateur<sup>46</sup>, qui nous renseigne sur les dynamiques relationnelles entre notre variable exogène  $X_{n,i}$ , notre variable modératrice  $Conf_{n,i}$  et notre variable médiatrice  $Vacc_{n,i}$ . Le processus est le même que dans le cas de l'analyse de modulation. Notons que si l'indice de médiation modérée n'est pas statistiquement significatif, alors l'étape (3) n'est plus pertinente. Le modèle n'est pas valide et il est nécessaire d'en modifier la spécification (Hayes, 2018).

### Hypothèses

Nous pouvons maintenant clarifier l'hypothèse que nous examinons à l'aide du modèle 3. **H5** suggère que l'efficacité des politiques publiques pandémiques à réduire la surmortalité, par le biais de leur capacité à favoriser la vaccination, dépend du type de politiques implantées et du niveau de confiance au sein de la population. Cette hypothèse défend l'existence d'un phénomène de médiation modérée significatif, capturé par l'indice de médiation modérée. Cet indice est mesuré par la multiplication du coefficient de l'effet du terme d'interaction sur la vaccination ( $g_{n,3}$ ) et de l'effet de la vaccination sur la surmortalité ( $h_{n,1}$ ). Il représente l'effet indirect du terme d'interaction sur la surmortalité. Nous discutons de nos attentes par rapport à cet effet ci-dessous, et ce, pour chaque type de politiques publiques.

Concernant les politiques publiques restrictives ( $n = 1$ ), il est d'abord attendu que le terme d'interaction réduise le taux de vaccination. Suivant Haring et al. (2021), une sévérité accrue dans

---

(<https://drive.google.com/file/d/1pwfinGMEW7zy5pwvkw2c02fCWzLTijE/view>) ainsi qu'un PowerPoint ([https://drive.google.com/file/d/11TKUsjVFkaIRAX6X\\_EJYHEQLYUzqT0ag/view](https://drive.google.com/file/d/11TKUsjVFkaIRAX6X_EJYHEQLYUzqT0ag/view)).

<sup>46</sup> Ces niveaux sont (1) à un écart-type en-dessous de la moyenne, (2) à la moyenne et (3) à un écart-type au-dessus de la moyenne.

un contexte de confiance élevée ne favoriserait pas l'adoption de comportements en santé de collaboration. Il est donc attendu que  $g_{1,3}$  soit négatif et significatif. Comme il est aussi attendu que  $h_{1,1}$  soit négatif et significatif, nous prévoyons que le signe de l'indice de médiation modéré ( $g_{1,3}h_{1,1}$ ) soit positif et significatif.

Concernant les politiques publiques de santé non-restrictives ( $n = 2$ ), il est d'abord attendu que le terme d'interaction augmentera le taux de vaccination. En effet, dans un contexte où le niveau de confiance et l'accessibilité à certaines ressources en santé sont accrus, il est anticipé que le degré de coopération en santé soit favorisé. Nous prévoyons que  $g_{2,3}$  soit positif et significatif. Comme il est aussi attendu que  $h_{2,1}$  soit négatif et significatif, nous prévoyons que le signe de l'indice de médiation modéré ( $g_{2,3}h_{2,1}$ ) soit négatif et significatif.

Si l'hypothèse **H5** est confirmée, il est alors possible d'examiner deux sous-hypothèses caractérisant l'efficacité des politiques publiques sanitaires selon des contextes de confiance spécifiques. Elles sont capturées par l'effet conditionnel indirect de  $X_i$  sur la surmortalité ( $g_{n,1}h_{n,1} + g_{n,3}h_{n,1}Conf_i$ ). Nous discutons de nos attentes pour chaque type de politiques observées.

Débutons par les politiques publiques restrictives ( $n = 1$ ). Dans le modèle 2, nous avons affirmé escompter un effet indirect négatif et potentiellement non-significatif. Sous **H5.1**, dans un environnement de faible confiance, il est attendu que cet effet indirect, maintenant conditionnel à la confiance, soit amplifié et significatif (i.e. réduise plus fortement la surmortalité). En revanche, dans un contexte de confiance élevée, il est plutôt attendu que l'effet indirect conditionnel soit inversé (i.e. ne réduise pas ou augmente la surmortalité). Plus précisément, nous prévoyons que le signe de l'effet soit positif et significatif, ou positif et non-significatif.

Concernant les politiques publiques de santé non-restrictives ( $n = 2$ ), dans le modèle 2, nous avons affirmé escompter un effet indirect négatif et significatif. Sous **H5.2**, dans un environnement de faible confiance, il est attendu que leur effet indirect conditionnel soit affaibli et que les pol. de santé non-restrictives réduisent moins fortement la surmortalité, potentiellement jusqu'à n'être plus significatif. Toutefois, dans un contexte de confiance élevée, il est plutôt attendu que l'effet indirect conditionnel négatif soit renforcé et qu'il réduise plus fortement la surmortalité.

Le tableau 9 résume les relations attendues entre chacune de nos variables explicatives d'intérêt avec la variable dépendante selon l'équation examinée. Les signes attendus des effets directs ou indirects, selon les variables examinées, sont présentés dans les deux dernières colonnes. Par exemple, il est attendu que la variable de politiques publiques restrictives réduise (significativement ou pas) la vaccination. Il est aussi attendu que la vaccination réduise la surmortalité. À la suite de l'estimation simultanée des deux équations du modèle structurel, il est alors attendu que l'effet indirect des politiques restrictives sur la surmortalité soit positif. À l'inverse, pour les politiques de santé non-restrictives, il est attendu qu'elles augmentent la vaccination, impliquant un effet indirect négatif.

**Tableau 9** Tableau récapitulatif des variables du modèle 3

Éq.	H	Variable explicative	Type de var.	Var. dépendante	Effet direct	Effet indirect conditionnel
	<b>H5.2</b>	Pol. restrictives	Exogène		-	+
	<b>H5</b>	Pol. restr. * Conf.	Effet de modération		-	+
9.1	<b>H5.1</b>	Pol. de santé non-restr.	Exogène	Vaccination	+	-
	<b>H5</b>	Pol. de santé non-restr. * Conf.	Effet de modération		+	-
		Confiance	Modératrice		+	-
		Pol. restrictives	Exogène		-	
9.2		Pol. de santé non-restr.	Exogène	Surmortalité	-	N/A
		Vaccination	Médiatrice		-	

Note : N/A signifie « non-applicable ».

### Endogénéité

Nos préoccupations principales résident en l'existence potentielle de problèmes d'endogénéité liés à des variables omises ou d'une spécification invalide. Conceptuellement, notre modèle semble ne pas présenter de signes évidents d'endogénéité et l'utilisation d'un modèle structurel permet de contrôler l'endogénéité découlant de la combinaison de comportements de santé et de déterminants comportementaux dans le même cadre. De plus, nous nous fions à Hayes (2018) concernant la possibilité de toute inadéquation conceptuelle liée à la spécification de notre modèle théorique s'il advient que notre indice de médiation modérée ne soit pas significatif. Finalement, nous effectuons le même processus de robustesse décrit pour les modèles 1 et 2, où nous estimons le modèle 3

structurel par MCO, par MCO (robuste) et par MCO(hc2). Nous conduisons également le test RESET, à la suite de l'estimation par MCO de chaque équation individuellement spécifiée.

## CHAPITRE 4. RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES

Dans ce chapitre, nous présentons les résultats empiriques. Il est divisé en quatre sections. Dans la première section, nous présentons les résultats obtenus à la suite de l'analyse de modération du premier modèle de santé M1 et les analysons en lien avec nos hypothèses 1 et 2. Dans la deuxième section, nous présentons les résultats obtenus à la suite de l'analyse de médiation du deuxième modèle de santé M2 et les analysons en lien avec nos hypothèses 3 et 4. Dans la troisième section, nous présentons les résultats obtenus à la suite de l'analyse de médiation modérée du troisième modèle de santé M3 et les analysons en lien avec notre hypothèse 5. Un retour complet sur les hypothèses et leurs liens avec notre question de recherche est finalement effectuée dans la dernière section du chapitre.

### **4.1 Présentation des résultats du modèle 1**

Tout d'abord, nous présentons et interprétons les résultats d'estimation hiérarchisée par bootstrap du modèle 1 sans covariants. Rappelons que le modèle 1 examine les liens entre les résultats en santé durant la pandémie et les déterminants de la confiance et des politiques publiques de type « restrictives » déployées. Dans ce modèle, la confiance et les politiques publiques ont un impact individuel sur la santé, mais elles interagissent également conjointement dans leur effet sur la santé. Aucun comportement de santé n'est observé, mais ils sont implicitement pris en compte.

La spécification du modèle structurel de santé avec covariants est rappelée ci-dessous, avec et sans variable d'interaction:

$$Y_i = a_0 + a_1X_i + a_2Conf_i + a_3(X_i * Conf_i) + a_4edu_i + a_5PIB_i + \epsilon_{a,i} \quad (7.1)$$

$$Y_i = aa_0 + aa_1X_i + aa_2Conf_i + aa_3edu_i + aa_4PIB_i + \epsilon_{aa,i} \quad (7.2)$$

Nous définissons les équations suivantes sans covariants avec et sans variable d'interaction :

$$Y_i = b_0 + b_1X_i + b_2Conf_i + b_3(X_i * Conf_i) + \epsilon_{b,i} \quad (7.3)$$

$$Y_i = bb_0 + bb_1X_i + bb_2Conf_i + \epsilon_{bb,i} \quad (7.4)$$

où les variables explicatives sont identiques aux équations (7.1) et (7.2).  $b_0$  et  $bb_0$  sont des constantes.  $b_1, b_2, b_3, bb_1$  et  $bb_2$  sont des coefficients estimés pour chaque variable du modèle.  $\epsilon_{b,i}$  et  $\epsilon_{bb,i}$  sont des termes d'erreur.

Par la suite, nous estimons et en interprétons les résultats du modèle avec covariants. Les écarts-types et intervalles de confiance sont rapportés à un seuil de confiance de 90% pour l'ensemble des résultats. Finalement, nous discutons de la robustesse du modèle et des principaux résultats en lien avec les hypothèses.

#### 4.1.1. M1 sans covariants

Les résultats principaux obtenus à l'aide du modèle de modération sans covariants sont présentés dans le tableau 10. La colonne 1 affiche les résultats d'estimation par bootstrap de l'équation (7.4) et la colonne 2 ceux de l'équation (7.3).

**Tableau 10** Analyse de modération – M1 sans covariants

	(1)	(2)
Équation	7.4	7.3
Variable dép.	surmortalité	surmortalité
Confiance	-1.286*** (0.174)	-3.176*** (0.826)
Pol. restrictives	-0.0866 (0.144)	-1.739** (0.731)
Pol. restrictives * Conf.		0.0332** (0.0137)
Constante	92.27*** (14.35)	186.3*** (44.83)
Obs.	70	70
R <sup>2</sup> aj.	0.390	0.423
p	0	0
Écarts-type entre parenthèses. 1 000 itérations par bootstrap ont été effectuées. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

#### Variable de politiques publiques restrictives

Concernant les politiques publiques restrictives, les résultats de l'estimation de l'équation (7.4) sans terme d'interaction indiquent qu'elles ne sont pas efficaces car elles ne réduisent pas significativement la surmortalité. Toutefois, l'inclusion du terme d'interaction dans l'équation (7.3) fait en sorte que son effet devient significatif. Son effet conditionnel sur la surmortalité

mesure -0,66%<sup>47</sup>. Autrement dit, l'augmentation d'un point du niveau de confiance d'un pays entraîne la diminution de 0,66% du P-score. Ce résultat confirme que la spécification de **MI** n'est pas adéquate lorsqu'il n'inclut aucun effet de modération.

### Variable de confiance

Dans le modèle sans effet de modération (7.4), la confiance incarne un facteur bénéfique pour la surmortalité. L'augmentation d'un point de l'indice de confiance réduit significativement la surmortalité de 1.29% (I.C. [-1,63, -0,95]). Dans la régression de l'équation (7.3), qui inclut l'effet de modération, son effet marginal moyen mesure -1,20%<sup>47</sup>. C'est à peine plus faible que dans le modèle sans modération. L'effet bénéfique de la confiance sur la surmortalité est donc constant à travers les deux modèles et il est conforme à **H1**.

### Terme d'interaction ( $X_i * Conf_i$ )

Conformément aux attentes, le terme d'interaction (i.e. le phénomène de modération) est positif et significatif. L'augmentation du niveau de confiance, conjuguée à une augmentation du niveau de sévérité, ne permet pas de réduire la surmortalité. Au contraire, cette combinaison est contreproductive. Cela dit, l'effet estimé demeure faible, surtout lorsque comparé à l'effet conditionnel de la confiance sur la surmortalité : l'augmentation d'un point de l'indice du terme d'interaction augmente le niveau de surmortalité de 0,03% (I.C. [0,008, 0,05]) seulement. Cela est conforme à **H2**.

La taille de l'effet de modération dans le modèle mesure 4,0%, obtenue par le calcul de  $\Delta R^2$ . En d'autres mots, l'effet de modération permet d'augmenter de 4,0% le pouvoir explicatif du modèle avec modération par rapport au modèle sans effet de modération. En se référant aux critères de Kenny (2018), la taille d'effet indique plutôt que le phénomène de modération dans le modèle est grand<sup>48</sup>.

### Analyse des pentes simples

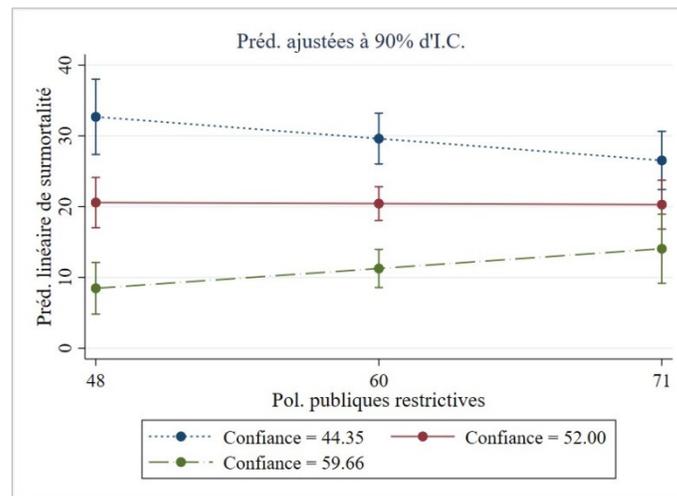
---

<sup>47</sup> Le tableau 1 dans l'annexe H présente les effets marginaux moyens de la variable de confiance et des politiques publiques restrictives obtenus à la suite de l'estimation par bootstrap de l'équation (7.3).

<sup>48</sup> Kenny(2018) suggère des valeurs de 0,005, 0,01 et 0,025 pour des tailles d'effet petites, moyennes et grandes.

Les pentes simples de l'effet conditionnel de l'indice d'intensité des politiques publiques restrictives sur la surmortalité à différents niveaux de l'indice de confiance sont illustrées dans la figure 23.

**Figure 23** Graphique des pentes simples observées de l'effet conditionnel des politiques publiques restrictives à différents niveaux de l'indice de confiance – M1 sans covariants



Les niveaux de l'indice de confiance sont à un écart-type en dessous de la moyenne (44,35), à la moyenne (52,00) et à un écart-type au-dessus de la moyenne (59,66). Les prédictions de l'effet conditionnel des pol. restrictives sur la surmortalité sont ajustées à un niveau de confiance de 90%.

Le tableau 11 présente les estimés de ces pentes simples. Ils correspondent au calcul de l'effet marginal de  $X_i$  lorsque la variable de confiance mesure 44,35 (niveau bas), 52,00 (niveau moyen) et 59,66 (niveau élevé). Il est possible de rejeter l'hypothèse nulle, soit que l'estimé est statistiquement égal à zéro lorsque la valeur-p est en-dessous de 0,10 (ou lorsque 0 ne se situe pas dans les intervalles de confiance).

**Tableau 11** Estimés de la pente simple de l'effet conditionnel des politiques publiques restrictives à différents niveaux de l'indice de confiance

Variable dép. : surmortalité	Estimé	Écart-type	Valeur-p	Intervalle de confiance à 90%	
				Limite inf.	Limite sup.
<u>Prédicteur : Pol. restrictives</u>					
Bas	-.266	.176	0.130	-.556	.023
Moyen	-.013	.133	0.925	-.231	.206
Haut	.242	.162	0.137	-.025	.509

Notes : Estimés obtenus à la suite de 1 000 réplifications par bootstrap. Le niveau « bas » représente la confiance à un écart-type en-dessous de la moyenne. Le niveau « moyen » désigne la moyenne. Le niveau « élevé » désigne un écart-type au-dessus de la moyenne.

Dans un environnement de faible confiance, une augmentation d'un point de l'indice d'intensité des politiques restrictives réduit la surmortalité de 0,27%. Plus le niveau de confiance est augmenté, plus cet effet est affaibli. Dans le contexte de confiance élevée, cet effet se renverse totalement, suggérant que les politiques publiques restrictives sont alors contreproductives. Aucun estimé n'est significatif. Ainsi, **H2.1** est rejetée mais **H2.2** est confirmée.

#### 4.1.2. M1 avec covariants

Nous examinons dans la section suivante le modèle de santé qui inclut des covariants, en l'occurrence l'indice d'éducation et le logarithme de la richesse par habitant en USD constants de 2015. Les résultats principaux obtenus sont présentés dans le tableau 12. Le processus d'estimation est identique à celui du modèle sans covariants. La colonne 1 affiche les résultats d'estimation par bootstrap de l'équation (7.2) et la colonne 2 ceux de l'équation (7.1).

**Tableau 12** Analyse de modération – M1 avec covariants

	(1)	(2)
Équation	7.2	7.1
Variable dép.	surmortalité	surmortalité
Confiance	-0.627** (0.255)	-2.274*** (0.717)
Pol. restrictives	-0.104 (0.117)	-1.543*** (0.598)
Pol. restrictives * Conf.		0.0289*** (0.0109)
Édu	-0.127 (0.203)	-0.160 (0.197)
PIB par habitant	-6.836*** (1.977)	-6.429*** (1.814)
Constante	136.0*** (14.64)	217.0*** (38.74)
Obs.	70	70
R <sup>2</sup>	0.595	0.625
R <sup>2</sup> aj.	0.570	0.596
p	0	0

Écart-type entre parenthèses. 1 000 itérations par bootstrap ont été effectuées.  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

#### Variables de contrôle

Alors que la variable d'éducation n'a pas d'impact sur la variable de surmortalité, peu importe la régression, la variable de la richesse par habitant, elle, a un impact significatif sur la surmortalité. L'augmentation d'un point de pourcentage du niveau de richesse réduit la surmortalité de 0,07%

(I.C. [-0.10, -0.03]) dans le modèle sans modération (7.2), et n'est que fractionnellement plus faible dans le modèle avec modération (7.1). Notons que l'inclusion des deux covariants dans le modèle avec effet de modération (7.3) augmente fortement le  $R^2$  ajusté à près de 60%, versus 42% dans le modèle sans covariants.

#### Variable de politiques publiques restrictives

Les politiques publiques restrictives sont toujours inefficaces dans le modèle sans effet de modération. À la suite de l'inclusion de l'effet de modération, conformément à nos attentes, l'effet conditionnel de l'indice d'intensité des politiques restrictives sur la surmortalité devient significatif : l'augmentation d'un point de l'indice d'intensité réduit la surmortalité de -0,38%<sup>49</sup>.

#### Variable de confiance

L'effet bénéfique de la confiance sur la surmortalité est robuste à l'estimation du modèle sans effet de modération. Une augmentation d'un point de l'indice de confiance réduit la surmortalité de 0,63%. Quoique la taille d'effet est plus faible que dans le modèle sans covariant, il est encore significatif. L'estimation de l'équation (7.1) montre que cet effet bénéfique est robuste à l'inclusion du terme d'interaction, son effet marginal moyen mesurant 0,56%<sup>49</sup>. **H1** est confirmée.

#### Terme d'interaction ( $X_i * Conf_i$ )

Finalement, l'effet de modération est robuste à l'inclusion des covariants. L'effet du terme d'interaction est encore positif et significatif. Suivant Kenny (2018), l'effet de modération mesuré est grand ( $\Delta R_Y^2 = 3,0\%$ ). **H2** est donc confirmée.

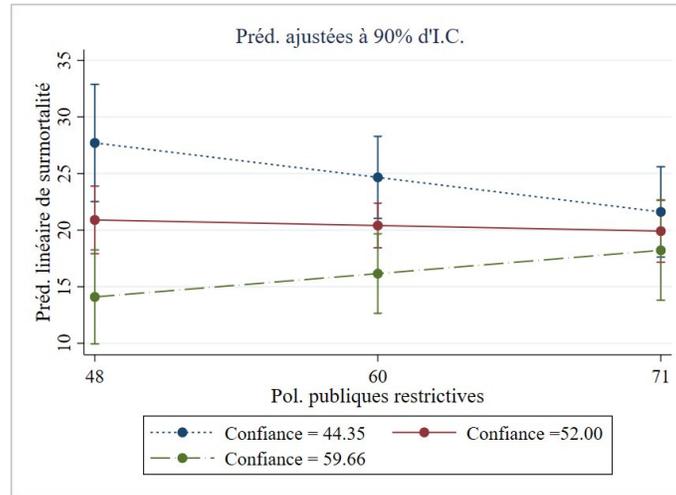
#### Analyse des pentes simples

Les pentes simples de l'effet conditionnel de l'indice d'intensité des politiques restrictives sur la surmortalité à différents niveaux de la confiance sont illustrées dans la figure 24. Les estimés des pentes simples sont présentés dans le tableau 13.

---

<sup>49</sup> Le tableau 1 dans l'annexe H présente les effets marginaux moyens de la variable de confiance et des politiques publiques restrictives obtenus à la suite de l'estimation par bootstrap de l'équation (7.1).

**Figure 24** Graphique des pentes simples observées de l'effet conditionnel des politiques publiques restrictives à différents niveaux de l'indice de confiance – M1 avec covariants



**Tableau 13** Estimés de la pente simple de l'effet conditionnel des politiques publiques restrictives à différents niveaux du modérateur – M1 avec covariants

Variable dép. : surmortalité	Estimé	Écart-type	Valeur-p	Intervalle de confiance à 90%	
				Limite inf.	Limite sup.
<u>Prédicteur : Pol. restrictives</u>					
Bas	-.264	.151	0.081	-.512	-.015
Moyen	-.043	.110	0.926	0.698	-.224
Haut	.178	.129	0.167	-.034	.390

Notes : Estimés obtenus à la suite de 1 000 itérations par bootstrap. Le niveau « bas » représente la confiance à un écart-type en-dessous de la moyenne. Le niveau « moyen » désigne la moyenne. Le niveau « élevé » désigne un écart-type au-dessus de la moyenne.

Nous constatons que les effets sont assez similaires à ceux obtenus lors de l'estimation du modèle sans covariants. Également, les signes correspondent à nos attentes. Une différence importante concerne l'effet conditionnel des politiques restrictives à un niveau de confiance faible. L'estimé obtenu est significatif à 90%. Une augmentation de l'indice d'intensité des politiques restrictives réduit la surmortalité de -0,26% (I.C. [-0,51, -0,01]). Ce résultat est conforme à **H2.1**. Concernant la taille d'effet du prédicteur à d'autres niveaux de confiance, aucun résultat n'est significatif et la direction est renversée. Les résultats obtenus sont conformes à **H2.2**.

#### 4.1.3. Principaux résultats

Nous résumons dans le tableau 14 les résultats principaux obtenus à la suite de l'estimation du modèle avec covariants, ainsi que les conclusions qui en découlent concernant les hypothèses

examinées. Par la suite, nous discutons de ces résultats avant d'effectuer certains tests de robustesse sur le modèle avec covariants.

**Tableau 14** Principaux résultats – M1 avec covariants

Éq.	Hyp.	Var. Expl.	Type de var.	Var. Dep.	Effet att.	Type d'effet	Effet obs.	S	C
		Pol. restrictives	Exogène		-	Conditionnel	-	Oui	N/A
7.1	<b>H1</b>	Confiance	Modératrice	Surm.	-	Conditionnel	-	Oui	Oui
	<b>H2</b>	Pol. restr. * Conf.	Effet de mod.		+	Principal	+	Oui	Oui

Notes : Les symboles suivants sont définis comme suit : S : significatif; C : Confirmée; N/A : Non-applicable

Nos résultats confirment **H1**, soutenant que la confiance permet de réduire la surmortalité par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de coopération en santé. Le signe de l'effet conditionnel de la confiance est négatif et significatif, ainsi que robuste à l'inclusion des covariants. Ce résultat concorde avec plusieurs études empiriques publiées sur le sujet (Yuan et al., 2022, Casey, 2023). Par exemple, Yuan et al. (2022) estiment qu'une confiance interpersonnelle accrue ralentit la rapidité de contagion liée au virus, par l'augmentation de l'adhésion aux normes de prévention en santé et par la réduction du nombre d'activités extérieures qui ne sont pas nécessaires.

Selon l'hypothèse **H2**, nous nous attendons à ce que l'efficacité des politiques publiques pandémiques à réduire le niveau de surmortalité durant la pandémie soit conditionnelle au niveau de confiance. Nos résultats permettent de confirmer cette hypothèse. L'effet de modération est significatif et de grande taille, que ce soit dans notre modèle avec ou sans covariants. De plus, lorsque nous décortiquons les mécanismes de l'effet conditionnel des politiques sur la surmortalité selon le niveau de confiance, nous observons que les politiques publiques restrictives ne sont pas efficaces (i.e. réduisent la surmortalité) dans tous les contextes de confiance, ce qui correspond à nos attentes.

D'abord, nous pouvons confirmer **H2.1**, qui soutient que l'effet bénéfique des politiques sanitaires restrictives sur la surmortalité est amplifié dans un environnement de faible confiance. Cet effet conditionnel des politiques publiques restrictives est significatif en présence de covariants dans le modèle. De plus, cet effet est bel et bien inversé lorsque le niveau de confiance est plus élevé, quoique

non significatif. Cela est conforme à **H2.2**, suggérant que l'implantation de politiques publiques de type restrictives dans un environnement de haute confiance est inefficace.

Selon ces résultats, les hypothèses d'Harring et al. (2021) semblent valides lorsque testées dans un cadre empirique et théorique formel. Cependant, aucun comportement de collaboration en santé n'est observé dans le modèle 1. Puisque qu'ils sont implicites, nous assumons ici que les mécanismes attendus par Harring et al. (2021) entre la confiance, l'efficacité des pol. publiques restrictive et la coopération sont adéquatement capturés par notre modèle. Cependant, afin d'obtenir un résultat plus robuste, il faudrait être en mesure d'obtenir des résultats similaires lorsqu'un comportement de collaboration en santé est observé dans le modèle. C'est l'objectif de l'analyse des modèles 2 et 3 suivants.

#### **4.1.4. Endogénéité**

Dans cette section, nous effectuons certains tests de robustesse afin de valider nos résultats. Ceux-ci consistent à estimer le modèle avec covariants par MCO, par MCO (robuste)<sup>50</sup> et par MCO (hc2)<sup>51</sup>. Les résultats sont présentés dans le tableau de l'annexe J. À la suite de la réplication de l'analyse de modération sur les résultats d'estimation obtenus, nous pouvons affirmer que toutes les hypothèses sont systématiquement confirmées, à l'exception de **H2.1** lors de l'estimation par MCO (hc2). En effet, lors de l'analyse des pentes simples, la valeur-p obtenue de l'effet conditionnel des pol. restrictives sur la surmortalité au niveau bas de confiance mesure 0,104 et l'effet n'est pas statistiquement significatif. Finalement, les écarts-types obtenus sont plus précis après l'estimation par MCO (robuste) et MCO (hc2). Lorsqu'estimé par MCO, le coefficient des politiques publiques restrictives et celui du terme d'interaction sont significatives à 95% au lieu de 99%.

La technique par bootstrap demeure la plus fiable et robuste dans notre cas. En effet, afin d'être sans biais, les erreurs résiduelles obtenues sous MCO doivent suivre une distribution normale. Dans notre cas, la distribution des erreurs semble légèrement dévier d'une distribution normale<sup>52</sup>. De plus, afin de respecter l'hypothèse d'inférence, il faut que les erreurs résiduelles soient

---

<sup>50</sup> MCO robuste à un échantillon de petite taille.

<sup>51</sup> MCO robuste à un échantillon hétéroscédastique.

<sup>52</sup> Un graphique de densité des erreurs résiduelles superposé à une distribution normale est présenté dans l'annexe I (figure 1). Le graphique est tracé selon les erreurs résiduelles obtenues à la suite de l'estimation par MCO de l'équation (7.1).

homoscédastiques, ce qui est notre cas<sup>53</sup>. Ainsi, les résultats obtenus par bootstrap, robustes à l'hétéroscédasticité et l'absence de normalité dans la distribution des erreurs, sont à prioriser.

Finalement, nous conduisons le test statistique RESET afin de minimiser les risques qu'un problème de variables omises affecte la validité du modèle<sup>54</sup>. L'hypothèse nulle du test ( $H_0$ ) est énoncée comme suit : « Modèle n'as pas de variable omise ». Les résultats indiquent une valeur-p de 0.36. Nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle et la spécification de notre modèle semble donc appropriée.

#### **4.1.5. Synthèse des conclusions liées aux hypothèses 1 et 2**

Les principaux éléments discutés dans les sections précédentes par rapport aux résultats obtenus, aux conclusions liées aux hypothèses ainsi qu'aux résultats des tests de robustesse sont synthétisés dans le tableau suivant.

---

<sup>53</sup> Nous conduisons un test d'hétéroscédasticité à l'aide de la procédure *estat hettest* sur Stata à la suite de l'estimation de l'équation (7.1) par MCO. Cette procédure exécute les tests de Breusch-Pagan (1979) et Cook-Weisberg (1983) consistant à évaluer la variance des erreurs par rapport aux prédictions de la variable dépendante. Nous sommes en mesure de rejeter l'hypothèse nulle du test, selon laquelle la variance est constante dans les erreurs résiduelles. Ainsi, il y a présence d'hétéroscédasticité dans notre échantillon.

<sup>54</sup> Nous conduisons spécifiquement ce test à l'aide de la commande *estat ovtest* sur Stata, à la suite de notre estimation par bootstrap de l'équation (7.1).

**Tableau 15** Synthèse des conclusions liées aux hypothèses 1 et 2

<p><b>H1</b> La confiance réduit la surmortalité par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de coopération en santé.</p> <p><i>Résultat observé dans M1 sans covariants</i> : Effet marginal moyen négatif (-1,20%***).</p> <p><i>Résultat observé dans M1 avec covariants</i> : Effet marginal moyen négatif (-0,56%***).</p> <p><i>Conclusion</i> : <b>Hypothèse H1 confirmée en présence de covariants.</b> Concorde avec le cadre théorique et une partie de la littérature empirique.</p> <p><i>Endogénéité</i> : Conclusions identiques, peu importe la technique d'estimation. Le test RESET confirme la validité empirique de la spécification.</p> <p><i>Implications</i> : Résultat sensé et spécification robuste, mais serait davantage robuste en présence d'un comportement de santé observé.</p>
<p><b>H2</b> L'efficacité des politiques publiques restrictives dépend du niveau de confiance au sein de la population par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de coopération..</p> <p><i>Résultat observé dans M1 sans covariants</i> : Effet de modération de grande taille (<math>\Delta R^2=4\%^{**}</math>).</p> <p><i>Résultat observé dans M1 avec covariants</i> : Effet de modération de grande taille (<math>\Delta R^2=3\%^{***}</math>).</p> <p><i>Conclusion</i> : <b>Hypothèse H2 confirmée en présence de covariants.</b> Concorde avec Harring et al. (2021) et le cadre théorique.</p> <p><i>Endogénéité</i> : Conclusion identique, peu importe la technique d'estimation. Le test RESET confirme la validité empirique de la spécification</p> <p><i>Implications</i> : Résultat sensé et spécification robuste, mais serait davantage robuste en présence d'un comportement de santé observé.</p> <p><b>H2.1</b> Dans un environnement de faible confiance, l'effet des politiques sanitaires restrictives sur la surmortalité est amplifié (i.e. réduit la surmortalité).</p> <p><i>Résultat observé dans M1 sans covariants</i> : Effet conditionnel négatif (-0,27%).</p> <p><i>Résultat observé dans M1 avec covariants</i> : Effet conditionnel négatif (-0,26%*).</p> <p><i>Conclusion</i> : <b>Hypothèse H2.1 confirmée en présence de covariants.</b> Concorde avec Harring et al. (2021).</p> <p><i>Endogénéité</i> : Conclusion non identique lors de l'estimation du modèle par MCO (hc2). Le test RESET confirme la validité empirique de la spécification</p> <p><b>H2.2</b> Dans un environnement de haute confiance, l'effet des politiques sanitaires restrictives sur la surmortalité est inversé (i.e. ne réduit pas ou augmente la surmortalité).</p> <p><i>Résultat observé dans M1 sans covariants</i> : Effet conditionnel positif (0,24%).</p> <p><i>Résultat observé dans M1 avec covariants</i> : Effet conditionnel positif (0,18%).</p> <p><i>Conclusion</i> : <b>Hypothèse H2.2 confirmée en présence de covariants.</b> Concorde avec Harring et al. (2021)</p> <p><i>Endogénéité</i> : Conclusion identique peu importe les techniques d'estimation. Le test RESET confirme la validité empirique de la spécification.</p>

Note : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 4.2 Présentation des résultats du modèle 2

Tout d'abord, nous présentons et interprétons les résultats d'estimation simultanée par bootstrap du modèle 2 sans covariants. Rappelons que le modèle 2 est structurel et examine les liens entre

deux variables dépendantes (les résultats en santé durant la pandémie et un comportement de coopération en santé de type vaccination) avec un ensemble de déterminants de comportements (confiance interpersonnelle, politiques publiques déployées de type « restrictives » et politiques de santé de type « non-restrictives »). Dans ce modèle, la confiance et les politiques publiques ont un impact individuel sur la santé, mais également sur le comportement de vaccination. Leurs effets sur la surmortalité sont à la fois directs et indirects, ces derniers médiés par la vaccination.

Le modèle est estimé deux fois, pour chaque type de politiques publiques examinées ( $X_{n,i}$ ).

La spécification du modèle structurel de santé avec covariants pour l'équation de la vaccination et de la surmortalité est rappelée ci-dessous

$$Vacc_i = c_{n,0} + c_{n,1}X_{n,i} + c_{n,2}Conf_i + c_{n,3}edu_i + c_{n,4}PIB_i + \epsilon_{c,n,i} \quad (8.1)$$

$$Y_i = d_{n,0} + e'_n X_{n,i} + d_{n,1}Vacc_i + d_{n,2}Conf_i + d_{n,3}edu_i + d_{n,4}PIB_i + \epsilon_{d,n,i} \quad (8.2)$$

Sans covariants, nous définissons les équations de vaccination et de surmortalité suivantes :

$$Vacc_i = cc_{n,0} + cc_{n,1}X_{n,i} + cc_{n,2}Conf_i + \epsilon_{cc,n,i} \quad (8.3)$$

$$Y_i = dd_{n,0} + ee'_n X_{n,i} + dd_{n,1}Vacc_i + dd_{n,2}Conf_i + \epsilon_{dd,n,i} \quad (8.4)$$

où les variables explicatives sont identiques aux équations 8.1 et 8.2.  $cc_{n,0}$  et  $dd_{n,0}$  sont des constantes.  $ee'_n$ ,  $cc_{n,1}$ ,  $cc_{n,2}$ ,  $dd_{n,1}$  et  $dd_{n,2}$  sont des coefficients estimés pour chaque variable du modèle.  $\epsilon_{cc,n,i}$  et  $\epsilon_{dd,n,i}$  sont les termes d'erreurs.

Dans un deuxième temps, nous appliquons le même processus d'estimation pour l'analyse du modèle avec covariants. Les écarts-types et intervalles de confiance sont rapportés à un seuil de confiance de 90% pour l'ensemble des résultats. Finalement, nous discutons des principaux résultats en lien avec les hypothèses et de la robustesse du modèle.

#### 4.2.1. M2 sans covariants

Les résultats principaux obtenus à l'aide du modèle de médiation sans covariants sont présentés dans le tableau 16. La colonne 1 affiche les résultats d'estimation par bootstrap de l'équation (8.3) et la colonne 2 ceux de l'équation (8.4) lorsque le modèle est examiné selon les pol. publiques restrictives. Le principe est le même avec les colonnes 3 et 4 lorsque le modèle est examiné selon les pol. de santé non-restrictives. À la fin du tableau, nous présentons les effets directs (« ED »),

indirects (« EI ») et totaux (« ET ») obtenus à la suite de l'estimation structurelle pour nos variables de politiques publiques et notre variable de confiance. Nous affichons également le ratio « EI/ET », qui représente la proportion de l'effet indirect qui est médié par la variable de vaccination.

**Tableau 16** Analyse de médiation selon le type de politiques publiques ( $X_n$ ) – M2 sans covariants

Équation Variable dép.	$X_1$ : pol. restrictives		$X_2$ : pol. de santé non-restrictives	
	8.3 (1) vaccination	8.4 (2) surmortalité	8.3 (3) vaccination	8.4 (4) surmortalité
Confiance	0.496** (0.247)	-1.079*** (0.191)	0.418* (0.243)	-1.064*** (0.184)
Pol. restrictives	0.116 (0.146)	-0.0379 (0.123)		
Pol. de santé non-restr.			0.467** (0.197)	-0.152 (0.117)
Vaccination		-0.418*** (0.0759)		-0.396*** (0.0802)
Constante	32.62** (16.44)	105.9*** (13.34)	5.182 (19.71)	113.9*** (13.62)
Obs.	70	70	70	70
<b>Effets (<math>X_n</math>)</b>				
Effet direct (ED)	-0.0379252		-0.1516058	
Effet indirect (EI)	-0.0486475		-0.1849578**	
Effet total (ET)	-0.0865726		-0.3365637**	
Prop. médiée (EI/ET)	0.562		0.550	
<b>Effets (Conf.)</b>				
Effet direct (ED)	-1.078837***		-1.064472***	
Effet indirect (EI)	-0.2076337*		-0.1654707	
Effet total (ET)	-1.28647***		-1.229943***	
Prop. médiée (EI/ET)	0.161		0.135	

Notes : 1 000 itérations par bootstrap ont été effectuées. Les symboles suivants sont définis comme suit : ED, effet direct; EI, effet indirect; ET, effet total. Écarts-type entre parenthèses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### Variable de vaccination

Lorsque le modèle examinant les pol. restrictives est estimé ( $n = 1$ ), l'augmentation d'un point du taux de vaccination réduit la surmortalité de 0,42% significatif à 99%. Ce résultat est conforme à **H3**, qui soutient que la vaccination est un comportement de collaboration en santé réduisant la surmortalité. De plus, ce résultat est robuste aux deux types de politiques publiques examinées.

#### Variable des politiques publiques restrictives (n = 1)

L'intensité des pol. restrictives n'affecte ni directement, ni indirectement la surmortalité, mais est systématiquement associée à une baisse de la surmortalité. Cela n'est pas conforme à nos attentes par rapport au signe observé : nous nous attendions à ce que l'indice d'intensité des pol. restrictives réduise la vaccination, augmentant ainsi la surmortalité.

Suivant l'approche de Zhao et al. (2010), nous estimons l'effet indirect par technique de Monte-Carlo. Nous exécutons 1 000 itérations. La valeur-p obtenue mesurant 0,059, nous pouvons la rejeter à un intervalle de confiance de 90%. Suivant les étapes décisionnelles de leur approche, nous sommes en mesure de confirmer qu'il existe un phénomène de non-médiation sans effet dans le modèle, puisqu'à la fois l'effet direct et indirect ne sont pas significatifs. Cela correspond à un phénomène de médiation qui est absent selon Baron & Kenny (1986)<sup>55</sup>. Malgré tout, le ratio EI/ET révèle que plus de la moitié de l'effet des pol. restrictives sur la surmortalité est médié par la variable de vaccination.

#### Variable des politiques publiques de santé non-restrictives (n = 2)

L'effet indirect des politiques de santé non-restrictives sur la surmortalité est négatif et significatif. Une augmentation d'un point de l'indice d'intensité des pol. de santé réduit indirectement la surmortalité de 0,19%. En revanche, leur effet direct, quoique négatif, n'est pas significatif. L'évaluation de l'effet de médiation confirme la présence d'un phénomène de médiation indirecte (médiation complète). Les signes obtenus correspondent à nos attentes mais pas l'effet de médiation. Nous nous attendions plutôt à un phénomène de médiation compétitive. Le ratio EI/ET indique que 55% de l'effet de l'indice sur la surmortalité est médié par le taux de vaccination.

Le ratio EI/ET est élevé pour les deux types de politiques publiques. Cela illustre bien le mécanisme de transmission théorisé par le modèle structurel de DaVanzo & Gertler (1990), ainsi que l'objectif des politiques publiques en promotion de la santé. Ce type de politiques affectent surtout l'état de santé par leur capacité à engendrer des comportements de santé préventifs dans la population.

---

<sup>55</sup> Si l'effet indirect avait été significatif et l'effet direct non, nous aurions alors observé un phénomène de médiation complet.

### Variable de confiance

Lorsque les pol. restrictives sont examinées ( $n = 1$ ), les résultats révèlent que la confiance réduit significativement la surmortalité, que ce soit de manière directe ou indirecte. L'effet direct est cependant plus fort que l'effet indirect. Une augmentation d'un point de l'indice de confiance réduit directement la surmortalité de 1,08% (confirmant **H4.2**) et réduit indirectement la surmortalité de 0,21% (confirmant **H4.1**). La combinaison de ces deux effets implique un effet total réducteur de 1,29%. Nous validons ces résultats par l'analyse de l'effet de médiation. Le résultat obtenu indique la présence de médiation compétitive (i.e. médiation partielle). **H4** est vérifiée.

Ces résultats diffèrent lors de l'estimation du modèle examinant les pol. de santé non-restrictives ( $n = 2$ ). En effet, nous remarquons que l'effet indirect de la confiance n'est plus significatif, quoique toujours négatif (non-conforme à **H4.1**). Il semble que l'effet indirect des politiques publiques de santé, permettant l'accessibilité au service de vaccination, surpasse trop largement l'effet indirect provenant de l'influence sociale, par sa plus grande capacité à favoriser le niveau de vaccination sur une base internationale. Toutefois, comme l'effet direct de la confiance est encore significatif (conforme à **H4.2**), elle demeure un déterminant important de santé durant la pandémie. L'analyse de médiation confirme la présence de non-médiation directe dans le modèle.

#### **4.2.2. M2 avec covariants**

Les résultats principaux obtenus à l'aide du modèle de médiation **M2** avec covariants sont présentés dans le tableau 17. Le processus est identique à celui exécuté dans le modèle sans covariants. Lorsque le modèle est examiné selon les pol. publiques restrictives, les coefficients obtenus à la suite de l'estimation de l'équation 8.1 sont affichés dans la colonne 1 et ceux obtenus à la suite de l'estimation de l'équation 8.2 sont affichés dans la colonne 2. Le principe est le même avec les colonnes 3 et 4 lorsque le modèle est examiné selon les pol. de santé non-restrictives. Dans les deux sections distinctes dans le bas du tableau, nous présentons les effets directs (ED), indirects (EI) et totaux (ET), ainsi que le ratio « EI/ET ».

**Tableau 17** Analyse de médiation selon le type de politiques publiques ( $X_n$ ) – M2 avec covariants

Équation Variable dép.	$X_1$ : pol. restrictives		$X_2$ : pol. de santé non-restrictives	
	8.1 (1) vaccination	8.2 (2) surmortalité	8.1 (3) vaccination	8.2 (4) surmortalité
Confiance	-0.495* (0.278)	-0.759*** (0.254)	-0.493* (0.268)	-0.781*** (0.264)
Pol. restrictives	0.119 (0.117)	-0.0722 (0.121)		
Pol. de santé non-restr.			-0.0117 (0.155)	-0.0638 (0.126)
Vaccination		-0.268*** (0.0970)		-0.276*** (0.0932)
Éducation	-0.0550 (0.284)	-0.142 (0.216)	-0.0977 (0.281)	-0.116 (0.216)
Richesse	12.87*** (2.313)	-3.388 (2.512)	13.15*** (2.346)	-3.126 (2.481)
Constante	-36.65** (14.67)	126.2*** (16.70)	-27.92* (15.85)	124.1*** (15.59)
Obs.	70	70	70	70
<b>Effets (<math>X_n</math>)</b>				
Effet direct (ED)	-0.0721949		-0.06378	
Effet indirect (EI)	-0.0318023		.0032245	
Effet total (ET)	-0.1039972		-0.0605555	
Prop. médiée (EI/ET)	0.306		0.053	
<b>Effets (Conf.)</b>				
Effet direct (ED)	-.7591984***		-.7814617***	
Effet indirect (EI)	.1325813		.1359233*	
Effet total (ET)	-.6266172**		-.6455384**	
Prop. médiée (EI/ET)	0.212		0.211	

Notes : 1 000 itérations par bootstrap ont été effectuées. Les symboles suivants sont définis comme suit : ED, effet direct; EI, effet indirect; ET, effet total. Écarts-type entre parenthèses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### Variables de contrôle

L'ajout des covariants dans le modèle affecte significativement les résultats obtenus précédemment, notamment dû à la variable de la richesse par habitant. Le signe attendu pour l'éducation est conforme aux attentes, mais cette variable n'affecte pas significativement la variable de surmortalité. Cela dit, dans le cas de la richesse par habitants, elle détermine significativement le taux de vaccination, et ce, peu importe le type de politiques publiques examinées. L'augmentation d'1% de la richesse par habitant augmente le taux de vaccination de 0,12% (pol. rest.) à 0,13% (pol. non-rest.) selon le modèle examiné.

### Variable de vaccination

Nous remarquons que l'effet bénéfique de la vaccination sur la surmortalité (i.e. réduction de la surmortalité) est moins fort que dans le modèle sans covariants. Peu importe le type de politiques examinées, l'augmentation d'un point du taux de vaccination réduit la surmortalité d'environ 0,27% significatif à 99%, alors que dans le modèle sans covariants, cet effet est estimé à -0,42%. Malgré cette réduction de taille d'effets, **H3** est toujours confirmée.

### Variable des politiques publiques restrictives (n = 1)

Tel que dans le modèle sans covariants, les politiques publiques restrictives n'affectent toujours pas significativement la surmortalité, que ce soit de manière directe ou indirecte. L'analyse de médiation confirme la présence de non-médiation sans effet dans le modèle.

### Variable des politiques publiques de santé non-restrictives (n = 2)

Les effets estimés des pol. de santé non-restrictives sur la surmortalité changent drastiquement avec l'introduction des covariants. Notamment, l'effet indirect et l'effet total ne sont plus du tout significatifs. De plus, malgré que le signe de l'effet total demeure négatif, l'effet indirect est dorénavant de signe positif. Cela découle de l'effet des pol. de santé non-restrictives sur la vaccination, maintenant négatif et non significatif. Ces résultats sont contraires aux attentes. Il semble que l'effet très fort de la variable de richesse sur le taux de vaccination, à l'échelle internationale, surpasse l'effet bénéfique de  $X_2$  qui était observé dans le modèle sans covariants.

### Variable de confiance

Suite à l'introduction de la richesse par habitant dans le modèle, qui augmente fortement le taux de vaccination, la confiance réduit dorénavant le taux de vaccination d'environ 0,50% significatif à 90%, et ce, peu importe le type de politiques publiques examinées. Ce changement de direction par rapport au résultat obtenu dans le modèle sans covariants a un impact important sur **H4.1**, l'hypothèse n'étant plus respectée. Dans le cas des pol. restrictives, l'effet indirect n'est plus conforme dû à sa direction et au fait qu'il est non-significatif. Dans le cas des pol. de santé non-restrictives, la direction n'est pas conforme mais l'effet indirect est significatif selon l'estimation par bootstrap. L'analyse de médiation, cependant, ne confirme pas d'effet de médiation qui est

significatif. Ainsi malgré que la confiance décourage activement la vaccination, cela a un effet négligeable sur la surmortalité.

**H4.2**, quant à elle, est toujours conforme aux résultats, la confiance réduisant significativement la surmortalité. L'effet est cependant plus faible comparé au modèle sans covariants. Une augmentation d'un point de l'indice de confiance réduit directement la surmortalité d'environ 0,77%, peu importe le type de politiques observées. Enfin, l'analyse de médiation permet de confirmer la présence d'un phénomène de non-médiation directe dans le modèle, peu importe le type de politiques observées. **H4** n'est donc que partiellement confirmée.

Notons que globalement, l'effet total de la confiance sur la surmortalité demeure négatif et significatif. Une augmentation d'un point de l'indice de confiance réduit la surmortalité de plus de 0,60%, et ce, peu importe le type de politiques observées.

#### 4.2.3. Principaux résultats

Nous résumons dans le tableau 18 les résultats obtenus à la suite de l'estimation de M2 avec covariants ainsi que les conclusions qui en découlent concernant les hypothèses examinées. Par la suite, nous discutons de ces résultats et les synthétisons dans le tableau 19.

**Tableau 18** Principaux résultats - M2 avec covariants

Éq.	Hyp.	VE	Type	VD	ED att.	ED obs.	S	C	EI att.	EI obs.	S	C
X <sub>1</sub> : pol. restrictives												
8.1	<b>H4.1</b>	X <sub>1,i</sub>	Exogène	Vaccination	-	+	Non	N/A	+	-	Non	N/A
		Conf <sub>1,i</sub>	Exogène		+	-	Oui		-	+	Non	Non
8.2	<b>H4.2</b> <b>H3</b>	X <sub>1,i</sub>	Exogène	Surmortalité	-	-	Non	N/A	N/A			
		Conf <sub>1,i</sub>	Exogène		-	-	Oui	Oui				
		Vacc <sub>1,i</sub>	Médiatrice		-	-	Oui	Oui				
X <sub>2</sub> : pol. de santé non-restrictives												
8.1	<b>H4.1</b>	X <sub>2,i</sub>	Exogène	Vaccination	+	-	Non	N/A	-	+	Non	N/A
		Conf <sub>2,i</sub>	Exogène		+	-	Oui		-	+	Oui	Non
8.2	<b>H4.2</b> <b>H3</b>	X <sub>2,i</sub>	Exogène	Surmortalité	-	-	Non	N/A	N/A			
		Conf <sub>2,i</sub>	Exogène		-	-	Oui	Oui				
		Vacc <sub>2,i</sub>	Médiatrice		-	-	Oui	Oui				

Notes : Les symboles suivants sont définis comme suit : VE : variable explicative; VD : variable dépendante; ED : effet direct; S : significatif; C : confirmée; EI : effet indirect; N/A : non-applicable

D'abord, nos résultats corroborent **H3**, soutenant que les comportements de coopération en santé de type vaccination ont un impact bénéfique sur la surmortalité (i.e. réduit la surmortalité). Cet effet est robuste à l'inclusion des covariants dans le modèle et robuste peu importe le type de politiques publiques examinées. Il soutient la revue empirique sur le sujet discuté lors de notre revue de littérature (e.g. Wu et al., 2023).

Les résultats liés à **H4** sont mitigés, quant à eux. Selon l'hypothèse **H4**, la confiance réduit la surmortalité de manière directe et indirecte par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de collaboration en santé.

Concernant l'effet indirect de la confiance, **H4.1** n'est confirmée qu'une fois, dans le modèle sans covariants examinant les pol. restrictives. L'effet n'est toutefois pas robuste à l'inclusion des covariants dans le modèle, et nous ne sommes pas en mesure de confirmer **H4.1**. L'absence de significativité lors de l'estimation du modèle incluant les covariants découle de la présence de l'effet de la richesse dans le modèle, qui semble surpasser très fortement l'influence sociale de la confiance. Ce résultat n'est cependant pas étonnant. Il concorde avec plusieurs études qui ont analysé la couverture vaccinale sur une échelle mondiale et ont montré que la disparité observée internationalement était dû à des facteurs tels que le PIB par habitant, l'investissement en santé, la stabilité politique et la gouvernance (e.g. Pattanshetty et al., 2023; Peano et al., 2023).

Le renversement du signe de l'effet indirect de la confiance sur la surmortalité en présence de  $PIB_i$ , lui, est contraire aux attentes théoriques mais concorde avec une partie de la littérature empirique. Suivant Siegrist et al. (2021), ce phénomène serait dû à la réduction de perceptions des risques entraînée par une confiance interpersonnelle accrue. Une méfiance accrue des autres en contexte pandémique, entraînée par une confiance interpersonnelle affaiblie, peut inciter les gens à adopter des comportements plus sécuritaires qu'en contexte inverse, où la méfiance est affaiblie par une confiance accrue. Il est également fort probable que ces dynamiques soient différentes si un autre type de confiance était observé dans le modèle, tel que la confiance gouvernementale.

Concernant **H4.2**, les résultats sont favorables. En effet, nous pouvons confirmer que la confiance réduit directement la surmortalité par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de coopération en santé généraux (autres que la vaccination), et ce, peu importe le modèle (avec ou sans covariants). Cela concorde avec la théorie. Cependant, tel que discuté dans le cas du

modèle 1, le fait de ne pas pouvoir observer ce phénomène en lien avec un comportement de santé préventif mesuré dans le modèle autre que la vaccination limite la validité des observations.

#### 4.2.4. Endogénéité

Dans cette section, nous effectuons les mêmes tests de robustesse qu'effectués lors de l'estimation du modèle 1. Nous reproduisons le tableau 17 deux fois, selon chaque type de politiques publiques analysées. Ils incluent les résultats d'estimation du modèle par MCO et par MCO (robuste)<sup>56</sup>. Les effets de médiation obtenus sont tous identiques et l'ensemble des conclusions obtenues en lien avec les hypothèses sont identiques. Tel qu'exprimé pour le modèle 1, la technique de bootstrap demeure la plus fiable, dû aux propriétés atypiques de la distribution des erreurs dans notre modèle. Finalement, nous conduisons le test statistique RESET afin de minimiser les risques qu'un problème de variables omises affecte la validité du modèle<sup>57</sup>. Les résultats confirment que la spécification de notre modèle semble appropriée, peu importe le type de politiques observées.

Les phénomènes de médiation observés à la suite de l'estimation structurelle par bootstrap de notre modèle avec covariants nous renseignent sur certaines implications théoriques liées à la spécification de notre modèle. D'abord, nous remarquons qu'il existe un phénomène de non-médiation directe dans le cas de l'effet de la confiance sur la surmortalité, et ce, peu importe le type de politiques publiques examinées. Cela suggère que l'influence sociale de la confiance sur la surmortalité par le biais de la vaccination n'est pas significative. Suivant le cadre théorique de Zhao et al. (2010), ce résultat implique que la spécification du modèle n'est pas adéquate et qu'il est probable qu'un médiateur soit omis du modèle. Dans notre cas, cela implique qu'il existe fort probablement un comportement de santé préventif qui serait une variable médiatrice plus adéquate que celle de la vaccination dans le cas de la confiance. En effet, pour le moment, les résultats empiriques de notre modèle suggèrent que dans le cas d'un comportement de santé de type vaccination, les déterminants d'accessibilité à la vaccination sur une base internationale (i.e. richesse par habitant) sont beaucoup plus importants que les déterminants d'influence sociale.

Le deuxième phénomène de médiation observé dans le modèle est celui de non-médiation sans effets. Il concerne la variable d'intensité de chaque type de politiques publiques observées. Une

---

<sup>56</sup> Tableaux 2 et 3 de l'annexe I.

<sup>57</sup> Nous conduisons spécifiquement ce test à l'aide de la commande *estat ovtest* sur Stata, à la suite de notre estimation par MCO de l'équation (8.1) et (8.2) selon chaque type de politiques publiques examinées.

médiation de ce type indique que le cadre conceptuel n'est pas valide, mais ne suggère pas qu'il existe une variable omise médiatrice. Dans notre cas, concernant les pol. restrictives, cela peut être expliqué par le fait que nous liions un comportement préventif de type « vaccination » à une variable de politique publique qui promeut l'adoption d'un comportement préventif de type « distanciation sociale ». Une solution potentielle serait d'évaluer l'impact des politiques restrictives sur une mesure de distanciation sociale comparative à l'échelle internationale. Nous n'avons toutefois pas accès à de telles données. Notons que l'absence de médiation de l'effet des politiques restrictives sur le niveau de surmortalité par le biais de la vaccination augure mal pour **H5**. Cependant, cette absence de médiation pourrait découler de l'absence du facteur de confiance dans l'équation, ce modérateur étant potentiellement significatif dans l'explication du niveau d'efficacité des politiques publiques.

L'observation d'un phénomène de non-médiation sans effet lors de l'estimation du modèle incluant les pol. publiques de santé non-restrictives semble être principalement dû au covariant de la richesse par habitant. L'accessibilité aux ressources médicales découlant du pouvoir financier d'un pays (i.e. richesse par habitant) semble plus déterminante du taux de vaccination sur une échelle internationale, que les politiques segmentant l'accès au service de vaccination selon certains groupes de citoyens, par exemple. Cette observation soulève l'importance de l'enjeu de l'iniquité vaccinale lors d'une pandémie mondiale qui affecte disproportionnellement les pays pauvres (UNDP, 2022b). Encore une fois, notons que l'absence de médiation concernant l'effet des politiques de santé non-restrictives sur le niveau de surmortalité par le biais de la vaccination augure mal pour **H5**.

#### **4.2.5. Synthèse des conclusions liées aux hypothèses 3 et 4**

Les principaux éléments discutés dans les sections précédentes par rapport aux résultats obtenus, aux conclusions liées aux hypothèses ainsi qu'aux résultats des tests de robustesse sont synthétisés dans le tableau suivant.

**Tableau 19** Synthèse des conclusions liées aux hypothèses 3 et 4

**H3 Lors d'une pandémie, les comportements de coopération en santé de type vaccination ont un impact bénéfique sur la surmortalité (i.e. réduit la surmortalité).**

*Résultat observé dans M2 sans covariants (n=1) : Effet principal négatif (-0,42%\*\*\*).*

*Résultat observé dans M2 avec covariants (n=1) : Effet principal négatif (-0,27%\*\*\*).*

*Résultat observé dans M2 sans covariants (n=2) : Effet principal négatif (-0,40%\*\*\*).*

*Résultat observé dans M2 avec covariants (n=2) : Effet principal négatif (-0,28%\*\*\*).*

**Conclusion : Hypothèse H3 confirmée en présence de covariants, peu importe le type de politiques publiques observées.** Concorde avec le cadre théorique et la littérature empirique.

**Endogénéité :** Conclusions identiques, peu importe la technique d'estimation. Le test RESET confirme la validité empirique de la spécification.

**Implications :** Résultat sensé. La relation empirique entre la vaccination et la surmortalité est valide.

**H4 La confiance réduit la surmortalité de manière directe et indirecte par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de coopération en santé.**

**Conclusion : Résultats mitigés.** L'effet direct de la confiance bénéficie systématiquement à la surmortalité, mais ne bénéficie pas à la surmortalité par le biais du comportement observé de la vaccination. Au contraire, selon notre estimation par bootstrap, elle décourage la vaccination de manière significative, augmentant ainsi la surmortalité. Cela dit, la significativité de l'effet indirect n'est pas robuste à une estimation par Monte-Carlo.

**Endogénéité :** Conclusions identiques, peu importe la technique d'estimation. Le test RESET confirme la validité empirique de la spécification.

**Implications :** Spécification du modèle structurel partiellement valide. Spécification serait améliorée par le remplacement du comportement de santé observé, par l'intégration d'un nouveau comportement en santé observé ou par le remplacement du modérateur par un type de confiance différent.

**H4.1 La confiance réduit indirectement la surmortalité par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de coopération en santé de type vaccination.**

*Résultat observé dans M2 sans covariants (n=1) : Effet indirect négatif (-0,21%\*).*

*Résultat observé dans M2 avec covariants (n=1) : Effet indirect positif (0,13%).*

*Résultat observé dans M2 sans covariants (n=2) : Effet indirect négatif (-0,17%).*

*Résultat observé dans M2 avec covariants (n=2) : Effet indirect positif (0,14%\*).*

**Conclusion : Hypothèse H4.1 n'est pas confirmée.** Effet négatif estimé dans (n=1) non valide en présence de covariants. Effet indirect dans (n=2) est significatif à 90% et positif avec covariants à la suite de l'estimation par bootstrap du modèle. Ce résultat concorde avec une partie de la littérature empirique, mais ne concorde pas avec la littérature théorique. Cela dit, l'effet indirect n'est plus significatif lorsqu'estimé par Monte-Carlo.

**H4.2 La confiance réduit directement la surmortalité par le biais de son rôle incitatif sur l'adoption de comportements de coopération en santé.**

*Résultat observé dans M2 sans covariants (n=1) : Effet direct négatif (-1,08%\*\*\*).*

*Résultat observé dans M2 avec covariants (n=1) : Effet direct négatif (-0,76%\*\*\*).*

*Résultat observé dans M2 sans covariants (n=2) : Effet direct négatif (-1,06%\*\*\*).*

*Résultat observé dans M2 avec covariants (n=2) : Effet direct négatif (-0,78%\*\*\*).*

**Conclusion : Hypothèse H4.2 est confirmée.** Effet valide en présence de covariants et peu importe le type de politiques observées. Résultats concordent avec la littérature empirique et la littérature théorique.

**Endogénéité :** Conclusions identiques, peu importe la technique d'estimation. Le test RESET confirme la validité empirique de la spécification.

Note : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### 4.3 Présentation des résultats du modèle 3

Nous présentons et interprétons les résultats d'estimation simultanée par bootstrap du modèle 3 sans covariants. Rappelons que le modèle 3 est structurel et examine les liens entre deux variables dépendantes (les résultats en santé durant la pandémie et un comportement de coopération en santé de type vaccination) avec un ensemble de déterminants de comportements (confiance interpersonnelle, politiques publiques déployées de type « restrictives » et politiques de santé de type « non-restrictives»). Dans ce modèle, la variable de confiance représente une variable modératrice qui module l'effet des politiques publiques sur l'adoption du comportement de vaccination. Toutefois, la confiance n'affecte pas la relation entre la vaccination et la surmortalité, qui capture l'effet biologique/technologique du vaccin sur la santé. Elle n'affecte pas non plus directement la surmortalité, afin d'isoler son impact sur le comportement observé dans le modèle.

La spécification du modèle structurel de santé avec covariants pour l'équation de la vaccination et de la surmortalité est rappelée ci-dessous :

$$\text{Vacc}_i = g_{n,0} + g_{n,1}X_{n,i} + g_{n,2}\text{Conf}_i + g_{n,3}(X_{n,i} * \text{Conf}_i) + g_{n,4}\text{edu}_i + g_{n,5}\text{PIB}_i + \epsilon_{g,n,i} \quad (9.1)$$

$$Y_i = h_{n,0} + i'_n X_{n,i} + h_{n,1}\text{Vacc}_i + h_{n,2}\text{edu}_i + h_{n,3}\text{PIB}_i + \epsilon_{h,n,i} \quad (9.2)$$

Sans covariants, nous définissons les équations de vaccination et de surmortalité suivantes :

$$\text{Vacc}_i = gg_{n,0} + gg_{n,1}X_{n,i} + gg_{n,2}\text{Conf}_i + gg_{n,3}(X_{n,i} * \text{Conf}_i) + \epsilon_{gg,n,i} \quad (9.3)$$

$$Y_i = hh_{n,0} + ii'_n X_{n,i} + hh_{n,1}\text{Vacc}_i + \epsilon_{hh,n,i} \quad (9.4)$$

où les variables explicatives sont identiques aux équations 9.1 et 9.2.  $gg_{n,0}$  et  $hh_{n,0}$  sont des constantes.  $ii'_n$ ,  $gg_{n,1}$ ,  $gg_{n,2}$ ,  $gg_{n,3}$  et  $hh_{n,1}$  sont des coefficients estimés pour chaque variable du modèle.  $\epsilon_{gg,n,i}$  et  $\epsilon_{hh,n,i}$  sont les termes d'erreurs.

Puisque nous n'avons pas de résultats concluants lors de l'estimation du modèle sans covariants et que les résultats ne sont pas améliorés lors de l'estimation du modèle avec covariants, nous nous contentons de présenter les résultats du modèle sans covariants. Les écarts-types et intervalles de confiance sont rapportés à un seuil de confiance de 90% pour l'ensemble des résultats. Finalement, nous discutons des principaux résultats en lien avec les hypothèses et de la robustesse du modèle.

### 4.3.1. M3 sans covariants

Les résultats principaux obtenus à l'aide du modèle de médiation modérée sans covariant sont présentés dans le tableau 20. La colonne 1 affiche les résultats d'estimation par bootstrap de l'équation (9.3) et la colonne 2 ceux de l'équation (9.4) lorsque le modèle est examiné selon les pol. publiques restrictives. Le principe est le même avec les colonnes 3 et 4 lorsque le modèle est examiné selon les pol. de santé non-restrictives.

**Tableau 20** Analyse de médiation modérée selon le type de politiques publiques ( $X_n$ ) – M3 sans covariants

Variable dép.	$X_1$ : pol. restrictives		$X_2$ : pol. de santé non-restrictives	
	9.3 (1) vaccination	9.4 (2) surmortalité	9.3 (3) vaccination	9.4 (4) surmortalité
Conf.	2.125** (0.975)		-2.131 (2.342)	
Pol. restrictives	1.541* (0.888)	0.0278 (0.148)		
Pol. restrictives * Conf.	-0.0286 (0.0179)			
Pol. de santé non-restr.			-1.130 (1.470)	-0.191 (0.148)
Pol. de santé non-restr.* Conf.			0.0312 (0.0275)	
Vaccination		-0.530*** (0.0955)		-0.496*** (0.0978)
Constante	-48.49 (48.89)	53.17*** (11.42)	135.5 (123.9)	68.35*** (11.95)
Obs.	70	70	70	70
R <sup>2</sup> aj.	0.080	0.333	0.140	0.346
p	0.0381	0.313	0.101	0.326

Écart-type entre parenthèses. 1 000 répliquions par bootstrap ont été effectuées.  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

#### Variable de politiques restrictives (n = 1)

Les résultats de l'estimation de l'équation (9.3) suggèrent que les pol. restrictives (n = 1) encouragent le niveau de vaccination, et ce, de manière significative<sup>58</sup>. Ceci est contraire à nos attentes. Remarquons qu'elles n'impactent pas de manière significative la surmortalité dans l'équation (9.4), ce qui est conforme aux attentes.

<sup>58</sup> Le tableau 2 dans l'annexe H présente les effets marginaux moyens de la variable de confiance et des politiques publiques obtenus à la suite de l'estimation par bootstrap de l'équation (9.3) pour (n=1) et pour (n=2).

### Variable de politiques de santé non-restrictives (n = 2)

Les résultats de l'estimation de l'équation (9.3) suggèrent que les pol. de santé non-restrictives (n = 2) n'influencent pas le niveau de vaccination<sup>59</sup>. Remarquons qu'elles n'impactent pas de manière significative la surmortalité dans l'équation (9.4) non plus. Cela est contraire à nos attentes.

### Variable de confiance

La confiance n'est significative que dans le modèle incluant les pol. restrictives (n = 1). Une augmentation d'un point de l'indice de confiance réduit la surmortalité de 0,42%<sup>59</sup>.

### Terme d'interaction ( $X_{n,i} * Conf_i$ )

Conformément aux attentes, l'effet du terme d'interaction sur le taux de vaccination est négatif dans l'évaluation du modèle incluant les pol. restrictives (n = 1) mais positif dans le modèle incluant les pol. de santé non-restrictives (n = 2). Bien que les signes des coefficients correspondent à nos attentes, ils ne sont pas significatifs. Ce résultat n'est pas encourageant pour **H5**.

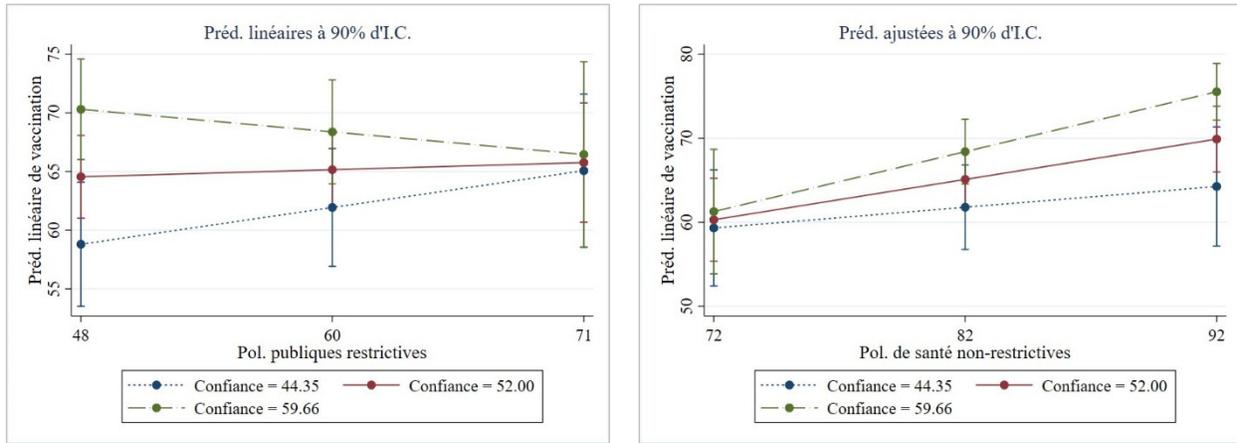
### Analyse des pentes simples

Les pentes simples de l'effet conditionnel de chaque type de politiques publiques sur le taux de vaccination sont illustrées dans la figure 25. Les niveaux de l'indice de confiance sont à un écart-type en dessous de la moyenne (44,35), à la moyenne (52,00) et à un écart-type au-dessus de la moyenne (59,66). Les prédictions de l'effet conditionnel des pol. restrictives sur la vaccination sont ajustées à un niveau de confiance de 90%. Le tableau 21 suivant présente les estimés de ces pentes simples.

---

<sup>59</sup> Le tableau 2 dans l'annexe H présente les effets marginaux moyens de la variable de confiance et des politiques publiques obtenus à la suite de l'estimation par bootstrap de l'équation (9.3) pour (n=1) et pour (n=2).

**Figure 25** Graphique des pentes simples observées de l'effet conditionnel de chaque type de politiques publiques à différents niveaux de l'indice de confiance sur le taux de vaccination – M3 sans covariants



**Tableau 21** Estimé de la pente simple de l'effet conditionnel de chaque type de politiques publiques à différents niveaux de l'indice de confiance sur le taux de vaccination – M3 sans covariants

Variable dép. : vaccination	Estimé	Écart-type	Valeur-p	Intervalle de confiance à 90%	
				Limite inf.	Limite sup.
<u>Prédicteur : Pol. restrictives</u>					
Bas	.271	.168	0.107	-.005	.548
Moyen	.052	.158	0.741	-.208	.312
Haut	-.166	.240	0.488	-.562	.229
<u>Prédicteur : Pol. de santé non-restrictives</u>					
Bas	.253	.304	0.405	-.247	.752
Moyen	.492	.192	0.011	.175	.808
Haut	.730	.267	0.006	.293	1.167

Notes : Estimés obtenus à la suite de 1 000 itérations par bootstrap. Le niveau « bas » représente la confiance à un écart-type en-dessous de la moyenne. Le niveau « moyen » désigne la moyenne. Le niveau « élevé » désigne un écart-type au-dessus de la moyenne.

Dans un environnement de faible confiance, une augmentation d'un point de l'indice d'intensité des politiques restrictives augmente le niveau de vaccination de 0,27%. Plus le niveau de confiance est augmenté, plus cet effet est affaibli. En contexte de confiance élevée, la direction de la relation est renversée complètement. Ce renversement de signe au fur et à mesure d'une augmentation du niveau de confiance illustre bien les attentes formulées par Harring et al. (2021). Cependant, aucun signe n'est significatif. Ce résultat n'est pas encourageant pour **H5.1**.

Du côté des politiques de santé non-restrictives, l'effet conditionnel est positif en contexte de faible confiance et est renforcé à chaque augmentation du niveau de confiance. Ce renforcement de l'effet bénéfique des pol. de santé non-restrictives sur la coopération en santé, illustrée par le taux de

vaccination, est conforme selon la littérature théorique. Cependant, le terme d'interaction dans l'équation 9.3 n'étant pas significatif, les résultats ne sont pas encourageants pour **H5.2**.

Afin de confirmer **H5.1** et **H5.2**, il est essentiel de confirmer **H5**. **H5** soutient que l'efficacité des politiques publiques pandémiques à réduire la surmortalité, par le biais de leur capacité à favoriser la vaccination, dépend du type de politiques implantées et du niveau de confiance au sein de la population. **H5** est capturée par l'indice de médiation modérée. Nous estimons, par test de bootstrap, la significativité de l'effet indirect du terme d'interaction entre la confiance et l'indice d'intensité de chaque type de politiques publiques. Nous présentons également les coefficients estimés de l'effet indirect conditionnel de chaque type de politiques publiques.

Les résultats sont affichés dans le tableau 22. Les intervalles de confiance rapportés sont corrigés pour les biais<sup>60</sup> et rapportés en centiles<sup>61</sup>. Si la valeur « 0 » tombe dans l'intervalle de confiance, il est possible d'affirmer que l'indice de médiation modérée n'est pas statistiquement significatif.

**Tableau 22** Intervalles de confiance suite au test par bootstrap de l'indice de médiation modérée et de l'effet indirect conditionnel de chaque type de politiques publiques

	Coef. observé	Biais	Écart-type de bootstrap	90% I.C. (P)	
				Limite inf.	Limite sup.
<u>Prédicteur : Pol. restrictives</u>					
IMM	.0152	-.000	.009	-.000	.029
Bas	-.144	.003	.094	-.281	.023
Moyen	-.028	.001	.081	-.157	.108
Haut	.088	-.001	.118	-.0997	.284
<u>Prédicteur : Pol. de santé non-restrictives</u>					
IMM	-.016	.002	.014	-.034	.012
Bas	-.125	-.020	.172	-.463	.093
Moyen	-.244	-.005	.095	-.409	-.109
Haut	-.362	.010	.108	-.521	-.1856

Notes : Résultats obtenus à la suite de 1000 itérations par bootstrap. Le test est effectué selon chaque type de prédicteur de politiques publiques inclus dans le modèle. Les intervalles de confiance sont en centiles. IMM signifie « indice de médiation modérée ».

Selon ces résultats, l'effet indirect du terme d'interaction n'est pas significatif, peu importe le type de politiques observées. L'observation des résultats nous amène à refuser l'hypothèse **H5**, ainsi que ses deux sous-hypothèses **H5.1** et **H5.2**.

<sup>60</sup> Commande post-estimation sur Stata à la suite de bootstrap : *estat boost, percentile*.

<sup>61</sup> Suivant la procédure technique de Crawson (2021b).

### 4.3.2. Principaux résultats

Nous résumons dans le tableau 23 les résultats obtenus à la suite de l'estimation de M3 sans covariants ainsi que les conclusions qui en découlent concernant les hypothèses examinées. Par la suite, nous discutons de ces résultats et les synthétisons dans le tableau 24.

**Tableau 23** Principaux résultats – M3 sans covariants

Éq.	Hyp.	VE	Type	VD	ED att.	ED obs.	S	C	ECI att.	ECI obs.	S	C
X <sub>1</sub> : pol. restrictives												
	<b>H5.1</b>	X <sub>1,i</sub>	Exogène		-	+	Oui		+	-	Non	Non
9.3	<b>H5</b>	Conf <sub>1,i</sub> * X <sub>1,i</sub>	Effet de modération	Vaccination	-	-	Non	N/A	+	-	Non	Non
		Conf <sub>1,i</sub>	Modératrice		+	+	Oui		-	+	Non	N/A
9.4		X <sub>1,i</sub>	Exogène	Surmortalité	-	+	Non	N/A	N/A			
		Vacc <sub>1,i</sub>	Médiatrice		-	-	Oui		N/A			
X <sub>2</sub> : pol. de santé non-restrictives												
	<b>H5.2</b>	X <sub>2,i</sub>	Exogène		+	-	Non		-	+	Non	Non
9.3	<b>H5</b>	Conf <sub>2,i</sub> * X <sub>2,i</sub>	Effet de modération	Vaccination	+	+	Non	N/A	-	-	Non	Non
		Conf <sub>2,i</sub>	Modératrice		+	-	Non		-	+	Non	N/A
9.4		X <sub>2,i</sub>	Exogène	Surmortalité	-	-	Non	N/A	N/A			
		Vacc <sub>2,i</sub>	Médiatrice		-	-	Oui		N/A			
Notes : Les symboles suivants sont définis comme suit : VE : variable explicative; VD : variable dépendante; ED : effet direct; S : significatif; C : confirmée; ECI : effet conditionnel indirect; N/A : non-applicable.												

**H5**, l'hypothèse principale de cette analyse de médiation modérée, soutient que l'efficacité des politiques publiques pandémiques à réduire la surmortalité, par le biais de leur capacité à favoriser la vaccination, dépend du type de politiques implantées et du niveau de confiance au sein de la population. Ainsi, elle implique non seulement que l'effet de modération de la confiance sur l'efficacité des politiques publiques soit significatif, mais également que celui-ci affecte de manière significative la surmortalité par le biais du comportement de santé préventif engendré.

Plus précisément, il est attendu qu'une sévérité accrue dans un contexte de faible confiance décourage la coopération en santé, i.e. réduise la vaccination. Par la suite, il est attendu que cet effet détermine le niveau de surmortalité par le biais du comportement engendré (dans ce cas-ci découragé, plutôt). Cette hypothèse représente **H5.1**.

Cette logique est inversée dans le cas des politiques de santé non-restrictives. Il est attendu qu'elles encouragent le comportement de vaccination, peu importe le niveau de confiance, et que cet effet soit renforcé au fur et à mesure que le niveau de confiance s'agrandit. Ainsi, il est attendu que l'effet conditionnel indirect soit significatif en contexte de confiance élevée, et affaibli en contexte de confiance faible, potentiellement jusqu'à n'être plus significatif. Cette hypothèse représente **H5.2**.

L'indice de modération médié n'étant pas significatif, nous ne sommes pas en mesure de confirmer **H5**. Cela fait en sorte que **H5.1** et **H5.2** ne peuvent pas non plus être confirmées. Notons cependant que nos résultats corroborent les directions relationnelles impliquées par **H5.1** et **H5.2**. En contexte de confiance élevée, les politiques restrictives réduisent le niveau de coopération de la coopération en santé, capturée par le taux de vaccination, et l'augmentent en contexte de confiance faible. De plus, en contexte de confiance faible, les politiques de santé non-restrictives augmentent beaucoup plus faiblement le niveau de coopération de la coopération en santé, capturée par le taux de vaccination. Nos résultats sont donc partiellement conformes à la théorie soulevée par Haring et al. (2021) ainsi qu'à notre cadre théorique.

#### **4.3.3. Endogénéité**

Comme exercices de robustesse, nous reproduisons le tableau 20 deux fois, selon chaque type de politiques publiques analysées. Ils incluent les résultats d'estimation du modèle par MCO, par MCO (robuste) et par MCO (hc2)<sup>62</sup>. Lorsque ce sont les politiques restrictives qui sont examinées, le terme d'interaction n'est pas significatif après l'estimation par MCO. Cependant, lorsque les estimations par MCO (robuste) et MCO (hc2) sont exécutées, le terme d'interaction est significatif : l'augmentation de sévérité en contexte de confiance décourage activement le taux de vaccination. L'augmentation d'un point du terme d'interaction réduit le taux de vaccination de 0,03% significatif à 90%. L'IMM estimé est également significatif et de signe positif. Cela suggère que cet effet contreproductif sur la vaccination augmente significativement la surmortalité (i.e. la vaccination médie l'effet des pol. restrictives sur la surmortalité). **H5** est confirmée.

Par la suite, l'analyse des pentes simples ne permet pas de confirmer **H5.1**. L'effet indirect conditionnel de l'indice d'intensité des pol. restrictives n'est pas significatif en contexte de

---

<sup>62</sup> Tableaux 4 et 5 de l'annexe I.

confiance faible. Toutefois, la direction de l'effet indirect conditionnel est inversée en contexte de haute confiance. L'effet n'est pas significatif. **H5.2** est confirmée. Ces résultats concordent majoritairement avec les résultats d'estimation obtenus par bootstrap lors de l'évaluation du modèle de modération M1.

Malgré ces résultats plus concluants lors de l'estimation du modèle par MCO (robuste) et MCO (hc2), la technique de bootstrap demeure la plus fiable et les résultats qui en découlent devraient être priorisés. Cependant, ils suggèrent que nous serions en mesure, potentiellement, d'obtenir de plus solides résultats si nous avions accès à un échantillon plus large. À cela s'ajoute les résultats du test statistique RESET<sup>63</sup>, qui suggèrent que la spécification de notre modèle incluant les pol. restrictives semble appropriée. Ce sont tous des résultats encourageants pour de potentielles avenues futures.

Sinon, lorsque ce sont les politiques de santé non-restrictives qui sont examinées, le terme d'interaction n'est pas significatif, peu importe les techniques d'estimation utilisées. Les conclusions liées aux hypothèses sont donc identiques à celles obtenues suivant l'estimation par bootstrap du modèle. De plus, le test RESET permet de rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas des variables omises, et ce, suivant l'estimation de chacune des équations du modèle structurel ( $n = 2$ ). La spécification du modèle n'est pas valide.

Conceptuellement, suivant Hayes (2018), l'absence de significativité dans l'indice de modération médiée après l'estimation par bootstrap de notre modèle est aussi signe que notre modèle est inapproprié.

Concernant les politiques publiques restrictives, le modèle serait inapproprié dû à l'absence d'effets de médiation significatifs. Dans ce cas-ci, une solution potentielle serait d'observer un comportement de santé plus approprié, notamment la distanciation sociale, qui est le type de comportement visé par les politiques restrictives.

Concernant le modèle examinant les politiques de santé non-restrictives, l'absence d'effet de modération apparaît comme étant la raison du manque de validité du modèle. Dans ce cas-ci, la raison ne semble pas provenir du choix de comportement de santé observé, mais plutôt du choix

---

<sup>63</sup> Nous conduisons spécifiquement ce test à l'aide de la commande *estat ovtest* sur Stata, à la suite de notre estimation par MCO de l'équation (9.1) et (9.2) selon chaque type de politiques publiques examinées.

de type de confiance. Examiner le niveau de confiance gouvernementale ou de confiance envers la science, par exemple, serait une solution potentielle, ces variables risquant d'être des modérateurs plus appropriés dans l'explication du niveau d'efficacité de ce type de politiques.

Finalement, rappelons que nous n'avons examiné ici qu'un modèle de médiation modérée de première étape. Il est possible que l'évaluation d'un modèle où la confiance est directement liée à la surmortalité, afin de contrôler l'effet bénéfique de la confiance sur d'autres comportements de collaboration en santé qui sont inobservés dans le modèle, engendre des résultats beaucoup plus concluants.

#### **4.3.4. Synthèse des conclusions liées à l'hypothèse 5**

Les principaux éléments discutés dans les sections précédentes par rapport aux résultats obtenus, aux conclusions liées aux hypothèses ainsi qu'aux résultats des tests de robustesse sont synthétisés dans le tableau suivant.

**Tableau 24** Synthèse des conclusions liées à l'hypothèse 5

**H5** L'efficacité des politiques publiques pandémiques à réduire la surmortalité, par le biais de leur capacité à favoriser la vaccination, dépend du type de politiques implantées et du niveau de confiance au sein de la population.

*Résultat observé dans M2 sans covariants (n=1) :* Effet de l'IMM positif (0,02%).

*Résultat observé dans M2 sans covariants (n=2) :* Effet de l'IMM négatif (-0,02%).

*Conclusion :* **Hypothèse H5 est refusée.** Le signe de l'indice de médiation modérée correspond aux attentes concernant chaque type de politiques publiques observées, mais n'est pas significatif.

*Endogénéité :* Dans (n=1), l'indice de médiation modéré est significatif lorsque le modèle est estimé par MCO (robuste) et MCO (hc2). À la suite de ces estimations, les résultats concordent majoritairement avec les hypothèses d'Harring et al. (2021). Le RESET test est valide. Dans (n=2), les conclusions sont identiques, peu importe la technique d'estimation, et le RESET test est non valide.

*Implications :* Notre modèle (n=1) n'offre pas de résultats concluants lors de l'estimation par bootstrap, mais offrent des résultats très encourageants par des techniques d'estimation alternatives. Le modèle semble théoriquement bien spécifié, mais négativement affecté par la petite taille de notre échantillon. Notre modèle (n=2) semble théoriquement mal spécifié, dû à un choix de type de confiance qui est inadéquat.

**H5.1** Dans un environnement de faible confiance, l'effet indirect des politiques sanitaires restrictives sur la surmortalité est amplifié (i.e. réduit la surmortalité). Dans un contexte de haute confiance, cet effet est inversé (i.e. ne réduit pas ou augmente la surmortalité).

*Résultat observé dans M2 sans covariants (n=1) :* Effet indirect conditionnel négatif (-0,14%).

*Résultat observé dans M2 sans covariants (n=2) :* Effet indirect conditionnel négatif (+0,09%).

*Conclusion :* **Hypothèse H5.1 est refusée.** L'IMM étant non significatif, ces effets ne sont pas valides. Cela dit, les directions correspondent aux hypothèses d'Harring et al. (2021) ainsi qu'à notre cadre théorique.

**H5.2** Dans un environnement de haute confiance, l'effet indirect des politiques de santé non-restrictives sur la surmortalité est amplifié (i.e. réduit fortement la surmortalité). Dans un contexte de faible confiance, cet effet est affaibli (i.e. réduit moins fortement la surmortalité).

*Résultat observé dans M2 sans covariants (n=1) :* Effet indirect conditionnel négatif (-0,13%).

*Résultat observé dans M2 sans covariants (n=2) :* Effet indirect conditionnel négatif (-0,36%\*).

*Conclusion :* **Hypothèse H5.2 est refusée.** L'IMM étant non significatif, ces effets ne sont pas valides. Cela dit, les directions correspondent aux hypothèses d'Harring et al. (2021) ainsi qu'à notre cadre théorique.

Note : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 4.4 Conclusions par rapport aux questions de recherche

Dans cette section, nous discutons des résultats obtenus à la lumière de la littérature existante et de nos hypothèses de recherche. Rappelons que notre question principale de recherche est la suivante :

### **Quel est l'impact de la confiance interpersonnelle sur l'état de santé global d'une population lors d'un enjeu d'action collective de style pandémique?**

En résumé, nos résultats montrent que la confiance est un facteur bénéfique sur l'état de santé global de la population durant la pandémie, une conclusion étayée par la littérature théorique et empirique (e.g. Zaki et al. 2022). En effet, bien que ses mécanismes d'action semblent brouillés lorsque la confiance est examinée en relation avec la variable de vaccination dans notre modèle de médiation M2 (où elle est associée à une diminution du taux de vaccination), elle a systématiquement un effet direct qui est bénéfique, significatif et de grande taille sur la surmortalité. Cela est particulièrement vrai lorsqu'elle est comparée aux autres déterminants de santé explorés dans le modèle M2, notamment la richesse par habitant. L'effet conditionnel de la confiance selon l'intensité des politiques publiques est lui aussi systématiquement important et bénéfique. Finalement, même lorsque l'effet indirect de la confiance augmente la surmortalité, cet effet est largement surpassé par son effet direct réducteur sur la surmortalité.

Deux sous-questions de recherche sont également examinées dans notre étude :

#### *La confiance a-t-elle encouragé la coopération en santé durant la pandémie?*

Concernant cette question, nos résultats sont mitigés. Lorsque la confiance est reliée à la vaccination au sein d'un modèle structurel en l'absence de covariants, la confiance est systématiquement associée à une augmentation significative du taux de vaccination à l'échelle internationale. Ces résultats défendent la théorie selon laquelle une plus grande confiance interpersonnelle favorise la coopération. Cependant, dans un modèle incluant le covariant de la richesse nationale (un facteur bénéfique important du taux de vaccination), l'indice de confiance devient négatif, nuisant significativement à l'état de santé. Ce renversement de tendance peut être attribué à une diminution de la perception du risque lorsque la confiance interpersonnelle est élevée (Siegrist et al., 2021). Ces observations rappellent la complexité du rôle de la confiance sur la

coopération lors d'un enjeu collectif, où les perceptions des risques jouent un rôle crucial dans le degré de coopération citoyenne.

*La confiance a-t-elle fait varier l'efficacité des politiques publiques visant à améliorer le niveau de santé de la population durant la pandémie?*

D'abord, notre recherche révèle que les politiques publiques ne sont pas particulièrement efficaces en contexte pandémique. Elles ne permettent systématiquement pas de prédire le niveau de surmortalité. En absence d'effet de modération, elles ne semblent pas non plus prédire l'état de santé de la population par le biais du comportement de vaccination. Étonnamment, c'est le cas des politiques restrictives, mais aussi le cas des politiques de santé non-restrictives. En effet, sur une échelle internationale, il semble que la capacité des pays à financer l'accès à la vaccination soit de loin le facteur indirect le plus important dans l'amélioration du niveau de santé des différents pays durant la Covid-19.

Les politiques publiques sanitaires ne sont pas complètement inefficaces cependant. Nos résultats montrent que leur capacité à prédire le niveau de santé dépend fortement du niveau de confiance, et ce, spécifiquement dans le cas des politiques publiques restrictives. Nous en concluons qu'il serait plus judicieux de prioriser la mise en place de politiques discrétionnaires dans un milieu de confiance élevée. Cette approche offre l'avantage de minimiser les externalités négatives associées aux politiques restrictives (Leeson & Rouanet, 2021) tout en maximisant le degré de coopération citoyenne. Cela dit, il n'est pas possible de vérifier la constance de ces mécanismes lorsque l'effet conditionnel des politiques sur l'état de santé est médié par la vaccination, un comportement de collaboration en santé. Il semble que le choix du type de confiance et des politiques analysées en lien avec le comportement spécifique de la vaccination n'est pas adéquat dans notre modèle.

## **CONCLUSION**

Les MIEs sont une menace sanitaire grandissante dans un contexte socioéconomique mondial toujours plus interconnecté. Ce faisant, elles génèrent un dilemme social pour les populations en qui requiert un haut niveau de collaboration citoyenne. En contexte pandémique, la coopération nécessaire à la résolution de l'enjeu se concrétise par le biais de l'adoption de comportements préventifs en santé. Elle est influencée par le type de politiques publiques sanitaires, qui permettent d'inciter ou de contraindre la population à adopter ces comportements préventifs de santé (se laver les mains, se distancer socialement, réduire les activités de loisir, se vacciner, etc.), ainsi que le niveau de confiance au sein de la population.

Le niveau de confiance d'une population influence non seulement le degré de coopération citoyenne durant la pandémie, mais il influence aussi la capacité desdites politiques publiques sanitaires à influencer sur ce niveau de coopération. Afin d'analyser ce phénomène, nous avons réalisé une étude économétrique sur les données de surmortalité de 70 pays en 2021. Différents modèles d'analyse conditionnelle de processus ont été examinés, tous ancrés dans la théorie microéconomique de production de santé chez les ménages de Grossman (1972,a 1972,b). Un seul type de confiance a été analysé, i.e. la confiance interpersonnelle, et un seul type de comportement préventif en santé, i.e. le taux de vaccination. Outre cela, deux types de politiques publiques ont été examinées : des politiques publiques de type « restrictives » (e.g. fermeture de commerces, distanciation sociale forcée) et des politiques de santé de type « non-restrictives », capturant l'accès à certaines informations et ressources médicales (i.e. disponibilité du vaccin par segments de population, par exemple pour les travailleurs en santé).

Notre recherche montre que la confiance améliore significativement l'état de santé de la population durant la pandémie, et ce, sur une base internationale. De plus, notre recherche souligne l'importance du comportement de santé préventif de type vaccination lors d'une pandémie. Elle confirme également que les politiques publiques influencent significativement la surmortalité mais seulement par le biais des comportements de collaboration en santé qu'elles engendrent.

Spécifiquement, nos résultats révèlent qu'une augmentation des politiques de santé non-restrictives sont associées à une réduction de la surmortalité par le biais de la vaccination.

Enfin, notre recherche démontre que la confiance modère l'efficacité des politiques publiques de type « restrictives » lorsque les comportements en santé préventifs sont implicites dans le modèle. Nous sommes en mesure de confirmer les hypothèses d'Harring et al. (2021) soutenant que les politiques de promotion de la santé qui utilisent des mécanismes de coercition ne sont pas efficaces en contexte pandémique lorsqu'une population démontre un haut niveau de confiance interpersonnelle. Nous démontrons que celles-ci s'avèrent efficaces lorsqu'imposées en contexte de faible confiance, où les citoyens demandent des mesures plus strictes afin de favoriser la coopération. Malheureusement, nous ne sommes pas en mesure de tirer de conclusion sur cet effet de modération lorsque l'efficacité des politiques publiques est évaluée selon leur capacité à inciter, ou non, la vaccination chez les citoyens.

Dans l'ensemble, nos résultats sont conformes à nos attentes, sauf pour un résultat inattendu : l'effet négatif de la confiance sur le taux de vaccination lorsque des covariants sont présents. Bien que ce résultat contredise la théorie, il a été observé dans plusieurs études empiriques portant sur la Covid-19, qui suggèrent qu'une hausse de la confiance interpersonnelle peut diminuer la méfiance saine nécessaire à l'adoption de comportements sécuritaires en matière de santé. De plus, bien que les modèles théoriques établissent un lien solide entre confiance et coopération, la causalité de cette relation est sujette à des doutes, notamment en raison du manque d'études causales (Siegrist, 2021). Siegrist (2021) a également noté que la validité des relations théoriques du modèle TCC dépend du type de confiance étudié et de la nature du problème abordé. De plus, les liens anticipés entre ces facteurs pourraient être obscurcis par d'autres facteurs psychologiques dans un contexte pandémique, tels que le stress induit par une vague virale (Fong & Chang, 2011).

Nous sommes également confrontés à certaines limites empiriques. Tout d'abord, nous rencontrons des contraintes dans notre analyse économétrique par rapport à la fréquence de nos données. Alors que les variables de confiance et d'éducation sont annuelles, les données pandémiques (i.e surmortalité) sont quotidiennes ou hebdomadaires. Notre analyse économétrique étant donc statique plutôt que dynamique cela fait en sorte que nous ne pouvons analyser le rôle potentiel qu'aurait l'imposition de certains types de politiques sanitaires sur le niveau de confiance de la population au fur et à mesure de l'évolution de la pandémie. En effet, il existe une possibilité

non négligeable que le choix des politiques publiques sanitaires puisse favoriser ou effriter le niveau de confiance durant la pandémie, affectant ainsi subséquemment la coopération. De même, cela pourrait par la suite affecter le choix des politiques sanitaires, créant ainsi un effet de boucle.

De plus, le concept même de confiance est considéré comme difficile à mesurer et à comparer à l'échelle internationale (OCDE, 2017). L'absence de données sur l'adoption de comportements de santé préventifs autres que la vaccination au niveau international réduit également la portée de notre analyse.

Enfin, il est possible que la confiance soit corrélée à certaines variables sociales, culturelles ou émotionnelles, absentes de notre modèle mais potentiellement plus fortement liées à la coopération.

Ces contraintes ouvrent des pistes pour des recherches futures, telles que l'exploration de variables psychologiques différentes de la confiance (e.g. valeurs sociales), ou l'utilisation de variables trimestrielles ou hebdomadaires afin d'effectuer une analyse économétrique dynamique du phénomène. Par ailleurs, il pourrait être intéressant d'analyser d'autres comportements en santé préventifs que la vaccination. Enfin, il pourrait être utile d'appliquer d'autres modèles conditionnels pour explorer davantage nos questions de recherche, comme les modèles de médiation modérée à différentes étapes.

Considérant l'éventualité très élevée de l'écllosion de nouvelles épidémies telles que celle de la Covid-19 (Baylor College of Medicine, 2022), cette étude s'inscrit dans l'effort de la communauté scientifique d'offrir des pistes de réflexion aux décideurs publics pour la gestion des crises sanitaires et épidémies futures. Elle vise également à tester empiriquement certaines propositions théoriques portant sur le rôle de la confiance dans l'élaboration des politiques de santé publique.

## **BIBLIOGRAPHIE**

Adhikari, B., P. Yeong Cheah et L. von Seidlein (2022). « Trust is the common denominator for covid-19 vaccine acceptance: A literature review », *Vaccine X*, vol. 12, p. 100213.

Águila, Mm et Ar González-Ramírez (2013). « Sample size calculation », *Allergologia et immunopathologia*, vol. 42.

Aguinis, Herman, James C Beaty, Robert J Boik et Charles A Pierce (2005). « Effect size and power in assessing moderating effects of categorical variables using multiple regression: A 30-year review », *Journal of applied psychology*, vol. 90, no 1, p. 94.

Aksoy, Cevat, Barry Eichengreen et Orkun Saka (2022). « Covid-19 and trust among the young », International Monetary Fund. Récupéré de <https://www.imf.org/en/Publications/fandd/issues/2022/06/covid-19-and-trust-among-the-young-aksoy-eichengreen-saka>

Allain-Dupré, Dorothee, Isabelle Chatry, Antoine Kornprobst et Maria-Varinia Michalun (2020). « The territorial impact of covid-19: Managing the crisis across levels of government », OCDE. Récupéré de <https://www.oecd.org/coronavirus/policy-responses/the-territorial-impact-of-COVID-19-managing-the-crisis-across-levels-of-government-d3e314e1/#biblio-d1e7012>

Anderson, Sean C., Andrew M. Edwards, Madi Yerlanov, Nicola Mulberry, Jessica E. Stockdale, Sarafa A. Iyaniwura, *et al.* (2020). « Estimating the impact of covid-19 control measures using a bayesian model of physical distancing », *medRxiv*, p. 2020.2004.2017.20070086.

Axelrod, Robert et William D Hamilton (1981). « The evolution of cooperation », *Science*, vol. 211, no 4489, p. 1390-1396.

Baker, Michael et Nick Wilson (2022). « New Zealand's Covid strategy was one of the world's most successful – what can we learn from it? », *The Guardian*. Récupéré de <https://www.theguardian.com/world/commentisfree/2022/apr/05/new-zealands-covid-strategy-was-one-of-the-worlds-most-successful-what-can-it-learn-from-it>

Baldacci, Emanuele, Benedict Clements, Sanjeev Gupta et Qiang Cui (2008). « Social spending, human capital, and growth in developing countries », *World Development*, vol. 36, no 8, p. 1317-1341.

Banholzer, Nicolas, Eva van Weenen, Bernhard Kratzwald, Arne Seeliger, Daniel Tschernutter, Pierluigi Bottrighi, *et al.* (2020). « Impact of non-pharmaceutical interventions on documented cases of covid-19 », *medRxiv*, p. 2020.2004.2016.20062141.

Baron, Reuben M. et David A. Kenny (1986). « The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations », *Journal of Personality and Social Psychology*, vol. 51, no 6, p. 1173-1182.

Baylor College of Medecine (2022). « Emerging infectious diseases », Baylor College of Medecine. Récupéré de <https://www.bcm.edu/departments/molecular-virology-and-microbiology/emerging-infections-and-biodefense/emerging-infectious-diseases>

Becker, Gary S. (1965). « A theory of the allocation of time », *The Economic Journal*, vol. 75, no 299, p. 493-517.

Billah, M. A., M. M. Miah et M. N. Khan (2020). « Reproductive number of coronavirus: A systematic review and meta-analysis based on global level evidence », *PLoS One*, vol. 15, no 11, p. e0242128.

- Bjørnskov, Christian (2012). « How does social trust affect economic growth? », *Southern Economic Journal*, vol. 78, no 4, p. 1346-1368.
- Bloom, David E., David Canning et Günther Fink (2008). « Urbanization and the wealth of nations », *Science*, vol. 319, no 5864, p. 772-775.
- Bonita, Ruth, Robert Beaglehole et Tord Kjellström (2010). *Éléments d'épidémiologie*, World Health Organisation, 2ème éd., 9789242547078, 233 p.
- Breusch, T. S. et A. R. Pagan (1979). « A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation », *Econometrica*, vol. 47, no 5, p. 1287-1294.
- Brue, Stanley L. (1993). « Retrospectives: The law of diminishing returns », *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 7, no 3, p. 185-192.
- Busenbark, John R., Scott D. Graffin, Robert J. Campbell et Eric Young Lee (2022). « A marginal effects approach to interpreting main effects and moderation », *Organizational Research Methods*, vol. 25, no 1, p. 147-169.
- Canatay, Arman, Tochukwu J. Emegwa et Md Farid Hossain Talukder (2021). « Critical country-level determinants of death rate during Covid pandemic », *International Journal of Disaster Risk Reduction*, vol. 64, p. 102507.
- Casey, Bernard H. (2023). « Covid-19: Did higher trust societies fare better? », *Discover Social Science and Health*, vol. 3, no 1, p. 6.
- Chang, Dianna, Xin Chang, Yu He et Kelvin Jui Keng Tan (2022). « The determinants of Covid morbidity and mortality across countries », *Scientific Reports*, vol. 12, no 1, p. 5888.
- Charumilind, Sarun, Matt Craven, Jessica Lamb, Adam Sabow, Shubham Singhal et Matt Wilson (2022). « A marginal effects approach to interpreting main effects and moderation », McKinsey & Company. Récupéré de <https://www.mckinsey.com/industries/healthcare/our-insights/when-will-the-covid-19-pandemic-end#march2022>
- Chen, M., Y. Dong, X. Shi et J. Zhuang (2023). « Global analysis of the covid-19 policy activity levels and evolution patterns: A cross-sectional study », *Health Sci Rep*, vol. 6, no 6, p. e1350.
- Chen, Mingxing, Hua Zhang, Weidong Liu et Wenzhong Zhang (2014). « The global pattern of urbanization and economic growth: Evidence from the last three decades », *PLoS One*, vol. 9, no 8, p. e103799.
- Chernozhukov, Victor, Hiroyuki Kasahara et Paul Schrimpf (2021). « Causal impact of masks, policies, behavior on early Covid pandemic in the u.S », *Journal of Econometrics*, vol. 220, no 1, p. 23-62.
- Chinazzi, Matteo, Jessica T Davis, Marco Ajelli, Corrado Gioannini, Maria Litvinova, Stefano Merler, *et al.* (2020). « The effect of travel restrictions on the spread of the 2019 novel coronavirus (covid-19) outbreak », *Science*, vol. 368, no 6489, p. 395-400.
- Cohen, Jacob (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*, 2nd<sup>e</sup> éd., Hillsdale, N.J., L. Erlbaum Associates Hillsdale, N.J.
- Cohen, Jon et Kai Kupferschmidt (2020). « Mass testing, school closings, lockdowns: Countries pick tactics in 'war' against coronavirus », *Science*.

- Cohen, Sheldon et Jeffrey R. Edwards (1989). « Personality characteristics as moderators of the relationship between stress and disorder », dans *Advances in the investigation of psychological stress.*, Oxford, England, John Wiley & Sons, coll. Wiley series on health psychology/behavioral medicine., p. 235-283.
- Concepción-Zavaleta, M. J., J. C. Coronado-Arroyo, F. E. Zavaleta-Gutiérrez et L. A. Concepción-Urteaga (2021). « Does level of education influence mortality of sars-cov-2 in a developing country? », *Int J Epidemiol*, vol. 49, no 6, p. 2091-2093.
- Connor, R. C. (2010). « Cooperation beyond the dyad: On simple models and a complex society », *Philos Trans R Soc Lond B Biol Sci*, vol. 365, no 1553, p. 2687-2697.
- Cook, R. Dennis et Sanford Weisberg (1983). « Diagnostics for heteroscedasticity in regression », *Biometrika*, vol. 70, no 1, p. 1-10.
- Coviello, Decio et Benoit Dostie (2019). *Économétrie appliquée*, notes du cours 1 (Chapitre 1). HEC Montréal.
- Cozza, V., H. Campbell, H. H. Chang, A. D. Iuliano, J. Paget, N. N. Patel, et al. (2021). « Global seasonal influenza mortality estimates: A comparison of 3 different approaches », *Am J Epidemiol*, vol. 190, no 5, p. 718-727.
- Crawshaw, Jacob, Kristin Konnyu, Gisell Castillo, Zack van Allen, Jeremy Grimshaw et Justin Presseau (2021). « Factors affecting COVID-19 vaccination acceptance and uptake among the general public: a living behavioural science evidence synthesis », Institut de recherche de l'Hôpital d'Ottawa. Récupéré de [https://www.mcmasterforum.org/docs/default-source/product-documents/living-evidence-syntheses/covid-19-living-evidence-synthesis-4.1---factors-affecting-covid-19-vaccination-acceptance-and-uptake-among-the-general-public.pdf?sfvrsn=5368712f\\_7](https://www.mcmasterforum.org/docs/default-source/product-documents/living-evidence-syntheses/covid-19-living-evidence-synthesis-4.1---factors-affecting-covid-19-vaccination-acceptance-and-uptake-among-the-general-public.pdf?sfvrsn=5368712f_7)
- Crawson, Mike (2021a). *Stata demo: Moderated multiple regression with continuous focal X and moderator W variables*, Youtube. Récupéré de <https://www.youtube.com/watch?v=H3draVeVwqw>.
- Crawson, Mike (2021b). *Process model 7: First stage moderated mediation using Stata (August 2021)*, Youtube. Récupéré de <https://www.youtube.com/watch?v=i1NaI3FbLCK>.
- DaVanzo, Julie et Paul Gertler (1990). « Household production of health: A microeconomic perspective on health transitions », Santa Monica, CA, RAND Corporation.
- Davies, Bethan, Brandon L. Parkes, James Bennett, Daniela Fecht, Marta Blangiardo, Majid Ezzati, et al. (2021). « Community factors and excess mortality in first wave of the covid-19 pandemic in england », *Nature Communications*, vol. 12, no 1, p. 3755.
- Dawes, R. M. (1980). « Social dilemmas », *Annual Review of Psychology*, vol. 31, no 1, p. 169-193.
- DeBenedictis, Linda F. et David E. A. Giles (1998). « Diagnostic Testing in Econometrics: Variable Addition, RESET, and Fourier Approximations », *Handbook of Applied Economics Statistics*, A. Ullah & D.E.A. Giles, Marcel Dekker, New York, 1998, p.383-417.
- Dinis, Maria Alzira Pimenta, Helder Fernando Pedrosa Sousa, Andreia de Moura, Lilian M. F. Viterbo et Ricardo J. Pinto (2019). « Health behaviors as a mediator of the association between interpersonal relationships and physical health in a workplace context », *International Journal of Environmental Research and Public Health*, vol. 16, no 13, p. 2392.
- Dirks, Kurt T. et Donald L. Ferrin (2001). « The role of trust in organizational settings », *Organization Science*, vol. 12, no 4, p. 450-467.

- Dryhurst, Sarah, Claudia R. Schneider, John Kerr, Alexandra L. J. Freeman, Gabriel Recchia, Anne Marthe van der Bles, David Spiegelhalter et Sander van der Linden (2022). « Risk perceptions of Covid-19 around the world », chapitre dans *Covid-19: Confronting a new world risk*, Routledge, p. 162-174.
- Edwards, Jeffrey R. et Lisa Schurer Lambert (2007). « Methods for integrating moderation and mediation: A general analytical framework using moderated path analysis », *Psychological Methods*, vol. 12 1, p. 1-22.
- Earle, Timothy C. et Michael Siegrist (2006). « Morality information, performance information, and the distinction between trust and confidence 1 », *Journal of Applied Social Psychology*, vol. 36, no 2, p. 383-416.
- Earle, Timothy C. et Michael Siegrist (2008). « Trust, confidence and cooperation model: A framework for understanding the relation between trust and risk perception », *International Journal of Global Environmental Issues*, vol. 8, no 1-2, p. 17-29.
- Etheridge, James C., Robert D. Sinyard et Mary E. Brindle (2023). « Chapter 90 - implementation research », dans Adam E. M. Eltorai, Jeffrey A. Bakal, Paige C. Newell et Adena J. Osband (dir.), *Translational surgery*, Academic Press, p. 563-573.
- Eurosurveillance editorial team (2020). « Note from the editors: World health organization declares novel coronavirus (2019-ncov) sixth public health emergency of international concern », *Euro Surveill*, vol. 25, no 5.
- Fan, X. et T. R. Konold (2010). « Statistical significance versus effect size », dans Penelope Peterson, Eva Baker et Barry McGaw (dir.), *International encyclopedia of education (third edition)*, Oxford, Elsevier, p. 444-450.
- Faust, Jeremy Samuel et Carlos del Rio (2020). « Assessment of deaths from covid-19 and from seasonal influenza », *JAMA Internal Medicine*, vol. 180, no 8, p. 1045-1046.
- Ferrin, Donald L. et Kurt T. Dirks (2003). « The use of rewards to increase and decrease trust: Mediating processes and differential effects », *Organization Science*, vol. 14, no 1, p. 18-31.
- Filion, Michel (2018). *Dictionnaire encyclopédique du Droit québécois*, Gaudet Éditeur.
- Fong, Eric et Ly-yun Chang (2011). « Community under stress: Trust, reciprocity, and community collective efficacy during sars outbreak », *Journal of Community Health*, vol. 36, no 5, p. 797-810.
- Foster, Lucy (2020). « Assessment of deaths from covid-19 and from seasonal influenza », World Economic Forum, 9 Avril 2020. Récupéré de <https://www.weforum.org/agenda/2020/04/covid-19-infectious-diseases-tuberculosis-measles-malaria/>
- Fox, John (2008). *Applied regression analysis and generalized linear models, 2nd ed*, Thousand Oaks, CA, US, Sage Publications, Inc.
- Frank, John W. et J. Fraser Mustard (1994). « The determinants of health from a historical perspective », *Daedalus*, vol. 123, no 4, p. 1-19.
- Gächter, Simon (2006) : « Conditional cooperation: Behavioral regularities from the lab and the field and their policy implications », CeDEX Discussion Paper Series, No.2006-03, The University of Nottingham, Centre for Decision Research and Experimental Economics (CeDEX), Nottingham.
- Gächter, Simon et Benedikt Herrmann (2009). « Reciprocity, culture, and human cooperation: Previous insights and a new cross-cultural experiment », *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, vol. 364, no 1518, p. 791-806.

Gambetta, Diego (2000). « Can we trust trust? », *Trust: Making and Breaking Cooperative Relations*, electronic edition, Department of Sociology, University of Oxford, chapter 13, pp. 213-237.

Goldberger, Arthur. S. (1998). *Introductory Econometrics*, Harvard University Press, Cambridge, England.

Gouvernement du Canada (1986). *Charte d'Ottawa pour la promotion de la santé : Une conférence internationale pour la promotion de la santé*. Récupéré de <https://www.canada.ca/fr/sante-publique/services/promotion-sante/sante-population/charte-ottawa-promotion-sante-conference-internationale-promotion-sante.htm>

Grasselli, G., A. Zangrillo, A. Zanella, M. Antonelli, L. Cabrini, A. Castelli, et al. (2020). « Baseline characteristics and outcomes of 1591 patients infected with sars-cov-2 admitted to icus of the lombardy region, italy », *JAMA*, vol. 323, no 16, p. 1574-1581.

Grossman, Michael (1972b). « The demand for health: a theoretical and empirical investigation », Columbia University Press. Récupéré de <https://doi.org/10.7312/gros17900>

Grossman, Michael (1972a). « On the concept of health capital and the demand for health », *Journal of Political Economy*, vol. 80, no 2, p. 223-255.

Hair, Joseph F., G. Tomas M. Hult, Christian M. Ringle, Marko Sarstedt, Nicholas P. Danks et Soumya Ray (2021). « Moderation analysis », dans *Partial least squares structural equation modeling (pls-sem) using r: A workbook*, Cham, Springer International Publishing, p. 155-172.

Hale, Thomas, Noam Angrist, Rafael Goldszmidt, Beatriz Kira, Anna Petherick, Toby Phillips, et al. (2021). « A global panel database of pandemic policies (oxford covid-19 government response tracker) », *Nature Human Behaviour*, vol. 5, no 4, p. 529-538.

Harring, Niklas, Sverker C. Jagers et Åsa Löfgren (2021). « Covid-19: Large-scale collective action, government intervention, and the importance of trust », *World Development*, vol. 138, p. 105236.

Hatton, C. Ross, Colleen L. Barry, Adam S. Levine, Emma E. McGinty et Hahrie Han (2022). « American trust in science & institutions in the time of covid-19 », *Daedalus*, vol. 151, no 4, p. 83-97.

Haug, Nina, Lukas Geyrhofer, Alessandro Londei, Elma Dervic, Amélie Desvars-Larrive, Vittorio Loreto, et al. (2020). « Ranking the effectiveness of worldwide covid-19 government interventions », *Nature Human Behaviour*, vol. 4, no 12, p. 1303-1312.

Hayes, A. F. (2018). *An Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach (2nd ed.)*. New York: Guilford Press.

Health Analytics (2023). « 9 types of health economics models ». Récupéré de <https://healthanalytics.com/expertise/9-types-of-health-economics-models/>

Henderson, Vernon (2003). « The urbanization process and economic growth: The so-what question », *Journal of Economic Growth*, vol. 8, no 1, p. 47-71.

Henley, Jon (2020). « Critics question Swedish approach as coronavirus death toll reaches 1,000. », *Guardian*, April 15, 2020. Récupéré de <https://www.theguardian.com/world/2020/apr/15/sweden-coronavirus-death-toll-reaches-1000>

Herby, Jonas, Lars Jonung et Steve Hanke (2022). « A Literature Review and Meta-Analysis of the Effects of Lockdowns on COVID-19 Mortality », *Studies in Applied Economics 200*, The Johns Hopkins Institute for Applied Economics, Global Health, and the Study of Business Enterprise.

- Hosseini Shokouh, S. M., M. Arab, S. Emamgholipour, A. Rashidian, A. Montazeri et R. Zaboli (2017). « Conceptual models of social determinants of health: A narrative review », *Iran J Public Health*, vol. 46, no 4, p. 435-446.
- Iacobucci, Dawn, Neela Saldanha et Xiaoyan Deng (2007). « A meditation on mediation: Evidence that structural equations models perform better than regressions », *Journal of Consumer Psychology*, vol. 17, no 2, p. 139-153.
- Imai, Natsuko, Anne Cori, Ilaria Dorigatti, Marc Baguelin, Cristl A. Donnelly, Steven Riley, et al. (2020). « Transmissibility of 2019-ncov », Imperial College London, p. 6.
- Innocenti, Laura, Massimo Pilati et Alessandro M. Peluso (2011). « Trust as moderator in the relationship between hrm practices and employee attitudes », *Human Resource Management Journal*, vol. 21, no 3, p. 303-317.
- Johns Hopkins (2023). *What is Health Economics*. Récupéré de <https://publichealth.jhu.edu/academics/academic-program-finder/masters-degrees/master-of-health-science-in-global-health-economics/what-is-health-economics>
- Jones, Gareth R. et Jennifer M. George (1998). « The experience and evolution of trust: Implications for cooperation and teamwork », *The Academy of Management Review*, vol. 23, no 3, p. 531-546.
- Kasl, Stanislav V. et Sidney Cobb (1966). « Health behavior, illness behavior and sick role behavior », *Archives of Environmental Health: An International Journal*, vol. 12, no 2, p. 246-266.
- Kenny, David A. (2018). Moderation. Récupéré de <http://davidakenny.net/cm/moderation.htm>
- Klobucista, Claire (2022). « A guide to global Covid-19 vaccine efforts », Council on Foreign Relations. Récupéré de <https://www.cfr.org/backgrounder/guide-global-covid-19-vaccine-efforts>
- Kramer, Roderick M. et Tom R. Tyler (1996). *Trust in organizations: Frontiers of theory and research*, Thousand Oaks, CA, US, Sage Publications, Inc.
- Larson, H. J., R. M. Clarke, C. Jarrett, E. Eckersberger, Z. Levine, W. S. Schulz, et al. (2018). « Measuring trust in vaccination: A systematic review », *Hum Vaccin Immunother*, vol. 14, no 7, p. 1599-1609.
- Last, J.M. et International Epidemiological Association (2001). *A dictionary of epidemiology*, Oxford University Press.
- Leeson, P. T. et L. Rouanet (2021). « Externality and covid-19 », *South Econ J*, vol. 87, no 4, p. 1107-1118.
- Leibrecht, Markus et Hans Pitlik (2020). « Is confidence in major companies rooted in generalized social trust, or regulatory quality, or both? », *Journal of Institutional Economics*, vol. 16, no 3, p. 287-303.
- Li, Peter C, Samuel R Theis, Devin Kelly, Thad Ocampo, Andrew Berglund, Damien Morgan, et al. (2021). « Impact of an education intervention on covid-19 vaccine hesitancy in a military base population », *Military Medicine*, vol. 187, no Special Issue\_13, p. e1516-e1522.
- Li, Qun, Xuhua Guan, Peng Wu, Xiaoye Wang, Lei Zhou, Yeqing Tong, et al. (2020). « Early transmission dynamics in wuhan, china, of novel coronavirus–infected pneumonia », *New England Journal of Medicine*, vol. 382, no 13, p. 1199-1207.
- Liu, Hongyun et Ke-Hai Yuan (2021). « New measures of effect size in moderation analysis », *Psychological Methods*, vol. 26, no 6, p. 680-700.
- Lupu, D. et R. Tiganasu (2024). « Does education influence covid-19 vaccination? A global view », *Heliyon*, vol. 10, no 3, p. e24709.

- MacKinnon, D. P., A. J. Fairchild et M. S. Fritz (2007). « Mediation analysis », *Annu Rev Psychol*, vol. 58, p. 593-614.
- Maloney, Williams F. et Temel Taskin (2020). « Determinants of social distancing and economic activity during Covid-19: a global view », *World Bank Policy Research Working Paper No. 9242*. Récupéré de <https://ssrn.com/abstract=3599572>
- Mathieu, Edouard, Hannah Ritchie, Esteban Ortiz-Ospina, Max Roser, Joe Hasell, Cameron Appel, et al. (2021). « Author correction: A global database of covid-19 vaccinations », *Nature Human Behaviour*, vol. 5, no 7, p. 956-959.
- Mayer, Roger C., James H. Davis et F. David Schoorman (1995). « An integrative model of organizational trust », *The Academy of Management Review*, vol. 20, no 3, p. 709-734.
- McAllister, Daniel J. (1995). « Affect- and cognition-based trust as foundations for interpersonal cooperation in organizations », *The Academy of Management Journal*, vol. 38, no 1, p. 24-59.
- Mehmetoglu, Mehmet (2018). « Medsem: A stata package for statistical mediation analysis », *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, vol. 8, p. 63.
- Memon, Mumtaz Ali, Jun-Hwa Cheah, Thurasamy Ramayah, Hiram Ting, Francis Chuah et Tat Huei Cham (2019). « Moderation analysis: Issues and guidelines », *Journal of Applied Structural Equation Modeling*.
- Mirowsky, John (2017). *Education, social status, and health*, Routledge.
- Mosley, W. Henry et Lincoln C. Chen (1984). « An analytical framework for the study of child survival in developing countries », *Population and Development Review*, vol. 10, p. 25-45.
- Mullahy, John et Michael Grossman (2017). « Foreword », dans *Determinants of health*, Columbia University Press, coll. An economic perspective, p. IX-XIV.
- Ngo, Vu M., Klaus F. Zimmermann, Phuc V. Nguyen, Toan L. D. Huynh et Huan H. Nguyen (2022). « How education and gdp drive the covid-19 vaccination campaign », *Archives of Public Health*, vol. 80, no 1, p. 171.
- Olewe, Dickens (2020). « Coronavirus in Africa: Emergency laws vs individual rights », BBC News, April 9, 2020. Récupéré de <https://www.bbc.com/news/world-africa-52214740>
- Olson, M. (1965). *The logic of collective action*. Cambridge, Harvard University Press.
- OCDE (2017). *Trust and Public Policy: How Better Governance Can Help Rebuild Public Trust*, OECD Public Governance Reviews, Éditions OCDE, Paris.
- OMS (2017). « Déterminants of health », Newsroom, Questions and Answers. Récupéré de <https://www.who.int/news-room/questions-and-answers/item/determinants-of-health>
- OMS (2020c). « Shortage of personal protective equipment endangering health workers worldwide », Organisation mondiale de la santé. Récupéré de <https://www.who.int/news/item/03-03-2020-shortage-of-personal-protective-equipment-endangering-health-workers-worldwide>
- OMS (2020d). « L'OMS valide pour la première fois un vaccin anti-COVID-19 au titre de la procédure pour les situations d'urgence et souligne que l'accès doit être équitable au niveau mondial », communiqué de presse du 31 décembre 2020. Récupéré de <https://www.who.int/fr/news/item/31-12-2020-who-issues-its-first-emergency-use-validation-for-a-covid-19-vaccine-and-emphasizes-need-for-equitable-global-access>

OMS (2021). « The true death toll of COVID-19: estimating global excess mortality », Organisation mondiale de la santé. Récupéré de <https://www.who.int/data/stories/the-true-death-toll-of-covid-19-estimating-global-excess-mortality>.

OMS (2023a). *Advice for the public: Coronavirus disease (COVID-19)*, Organisation mondiale de la santé. Récupéré de <https://www.who.int/emergencies/diseases/novel-coronavirus-2019/advice-for-public>

OMS (2023b). *Health promotion*, Organisation mondiale de la santé. Récupéré de [https://www.who.int/health-topics/health-promotion#tab=tab\\_1](https://www.who.int/health-topics/health-promotion#tab=tab_1)

OMS Tableau de bord Covid-19 (2023). Organisation mondiale de la santé. Récupéré de <https://covid19.who.int/>

Onder, G., G. Rezza et S. Brusaferro (2020). « Case-fatality rate and characteristics of patients dying in relation to Covid in Italy », *JAMA*, vol. 323, no 18, p. 1775-1776.

Pattanshetty, Sanjay, Mantej Pardesi et Nachiket Gudi (2023). « A comparative analysis on the social determinants of covid-19 vaccination coverage in fragile and conflict affected settings and non-fragile and conflict affected settings », *International Journal of Health Policy and Management*, vol. 12, no Issue 1, p. 1-9.

Peano, A., G. Politano et M. M. Gianino (2023). « Determinants of covid-19 vaccination worldwide: Worldcov, a retrospective observational study », *Front Public Health*, vol. 11, p. 1128612.

Platto, S., Y. Wang, J. Zhou et E. Carafoli (2021). « History of the covid-19 pandemic: Origin, explosion, worldwide spreading », *Biochem Biophys Res Commun*, vol. 538, p. 14-23.

Post, L. A. et R. Lorenzo-Redondo (2022). « Omicron: Fewer adverse outcomes come with new dangers », *Lancet*, vol. 399, no 10332, p. 1280-1281.

Prem, Kiesha, Yang Liu, Timothy W Russell, Adam J Kucharski, Rosalind M Eggo, Nicholas Davies, *et al.* (2020). « The effect of control strategies to reduce social mixing on outcomes of the covid-19 epidemic in Wuhan, China: A modelling study », *The Lancet Public Health*, vol. 5, no 5, p. e261-e270.

Pritchett, Lant et Lawrence H. Summers (1996). « Wealthier is healthier », *The Journal of Human Resources*, vol. 31, no 4, p. 841-868.

Putnam, Robert (1993). *Making democracy work: Civic traditions in modern Italy*. Princeton, NJ Princeton University Press.

Rajgor, Dimple D., Meng Har Lee, Sophia Archuleta, Natasha Bagdasarian et Swee Chye Quek (2020). « The many estimates of the covid-19 case fatality rate », *The Lancet Infectious Diseases*, vol. 20, no 7, p. 776-777.

Ramsey, J. B. (1969). « Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis », *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, vol. 31, no 2, p. 350-371.

Read, Jonathan M., Jessica R. E. Bridgen, Derek A. T. Cummings, Antonia Ho et Chris P. Jewell (2020). Novel coronavirus 2019-ncov: Early estimation of epidemiological parameters and epidemic predictions, Cold Spring Harbor Laboratory.

Reiersen, Jon, Kristin Roll, Jesse Dylan Williams et Michael Carlsson (2022). « Trust: A double-edged sword in combating the Covid pandemic? », *Frontiers in Communication*, vol. 7.

Rönnerstrand, Björn (2013). « Social capital and immunisation against the 2009 A(H1N1) pandemic in Sweden », *Scandinavian Journal of Public Health*, vol. 41, no 8, p. 853-859.

Rosenstock, Irwin M. (1974). « Historical origins of the health belief model », *Health Education Monographs*, vol. 2, no 4, p. 328-335.

Rothstein, Bo et Daniel Eek (2009). « Political corruption and social trust: An experimental approach », *Rationality and Society*, vol. 21, no 1, p. 81-112.

Santé publique Ontario (2023). *Huit étapes pour l'élaboration de politiques publiques favorables à la santé*. Récupéré de [https://www.publichealthontario.ca/-/media/Documents/E/2012/eight-steps-policy-development.pdf?rev=fcbedce7a1e34e7e856dade798d1d101&sc\\_lang=fr](https://www.publichealthontario.ca/-/media/Documents/E/2012/eight-steps-policy-development.pdf?rev=fcbedce7a1e34e7e856dade798d1d101&sc_lang=fr)

Sebhatu, Abiel, Karl Wennberg, Stefan Arora-Jonsson et Staffan I. Lindberg (2020). « Explaining the homogeneous diffusion of covid-19 nonpharmaceutical interventions across heterogeneous countries », *Proceedings of the National Academy of Sciences*, vol. 117, no 35, p. 21201-21208.

Shushtari, Z. J., Y. Salimi, S. Ahmadi, N. Rajabi-Gilan, M. Shirazikhah, A. Biglarian, *et al.* (2021). « Social determinants of adherence to covid-19 preventive guidelines: A comprehensive review », *Osong Public Health Res Perspect*, vol. 12, no 6, p. 346-360.

Siegrist, M., L. Luchsinger et A. Bearth (2021). « The impact of trust and risk perception on the acceptance of measures to reduce covid-19 cases », *Risk Anal*, vol. 41, no 5, p. 787-800.

Sihotang, D. M., M. R. Andriqa, F. N. Alfahmi, A. S. Wahyudi, M. A. H. Besila, M. A. Yulianang, *et al.* (2023). « The moderating role of trust in government adoption e-service during covid-19 pandemic: Health belief model perspective », *Int J Inf Technol*, vol. 15, no 3, p. 1545-1553.

Spiegel, Matthew et Heather Tookes (2021). « Business restrictions and covid-19 fatalities », *The Review of Financial Studies*, vol. 34, no 11, p. 5266-5308.

Sobel, Michael E. (1982). « Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models », *Sociological Methodology*, vol. 13, p. 290-312.

Stella, Talic, Shah Shivangi, Wild Holly, Gasevic Danijela, Maharaj Ashika, Ademi Zanfina, *et al.* (2021). « Effectiveness of public health measures in reducing the incidence of covid-19, sars-cov-2 transmission, and covid-19 mortality: Systematic review and meta-analysis », *Bmj*, vol. 375, p. e068302.

Tang, Biao, Xia Wang, Qian Li, Nicola Luigi Bragazzi, Sanyi Tang, Yanni Xiao, *et al.* (2020). « Estimation of the transmission risk of the 2019-ncov and its implication for public health interventions », *Journal of Clinical Medicine*, vol. 9, no 2, p. 462.

Taylor, Shelley E. et Lisa G. Aspinwall (1996). « Mediating and moderating processes in psychosocial stress: Appraisal, coping, resistance, and vulnerability », dans *Psychosocial stress: Perspectives on structure, theory, life-course, and methods.*, San Diego, CA, US, Academic Press, p. 71-110.

Tedros Adhanom Ghebreyesus (2020). « WHO Director-General's opening remarks at the media briefing on COVID-19 - 11 March 2020 », communication présentée aux médias lors d'une mise au point sur le Covid-19, 11 mars 2020. Récupéré de <https://www.who.int/director-general/speeches/detail/who-director-general-s-opening-remarks-at-the-media-briefing-on-covid-19---11-march-2020>

Tedros Adhanom Ghebreyesus (2023). « Statement on the fifteenth meeting of the IHR (2005) Emergency Committee on the COVID-19 pandemic », communication présentée aux médias par le directeur général sur la quinzième rencontre du comité d'urgence de l'IHR (International Health Regulations), 5 mai 2023. Récupéré de [https://www.who.int/news/item/05-05-2023-statement-on-the-fifteenth-meeting-of-the-international-health-regulations-\(2005\)-emergency-committee-regarding-the-coronavirus-disease-\(covid-19\)-pandemic](https://www.who.int/news/item/05-05-2023-statement-on-the-fifteenth-meeting-of-the-international-health-regulations-(2005)-emergency-committee-regarding-the-coronavirus-disease-(covid-19)-pandemic)

UNDP (United Nations Development Programme) (2022a). « Human Development Report 2021/2022: Uncertain times, unsettled lives: Shaping our future in a transforming world ». New York. Récupéré de <https://hdr.undp.org/data-center/documentation-and-downloads>

UNDP (United Nations Development Programme) (2022b). « Vacciner les plus vulnérables du monde – une approche infranationale ». Récupéré de <https://data.undp.org/insights/vaccine-equity/vaccinating-worlds-most-vulnerable-subnational-approach>

Utamura, Motoaki, Makoto Koizumi et Seiichi Kirikami (2020). « Isolation considered epidemiological model for the prediction of covid-19 trend in Tokyo, Japan », *medRxiv*, p. 2020.2007.2031.20165829.

van Buuren, S. (2012). *Flexible Imputation of Missing Data (1st ed.)*. Chapman and Hall/CRC. Récupéré de <https://doi.org/10.1201/b11826>

Walker, Patrick G. T., Charles Whittaker, Oliver J. Watson, Marc Baguelin, Peter Winskill, Arran Hamlet, et al. (2020). « The impact of covid-19 and strategies for mitigation and suppression in low- and middle-income countries », *Science*, p. eabc0035.

Wang, Huwen, Zezhou Wang, Yinqiao Dong, Ruijie Chang, Chen Xu, Xiaoyue Yu, et al. (2020). « Phase-adjusted estimation of the number of coronavirus disease 2019 cases in wuhan, china », *medRxiv*, p. 2020.2002.2018.20024281.

Wang, Weichen, Andrea Gurgone, Humberto Martínez, Maria Cristina Barbieri Góes, Ettore Gallo, Adam Kerényi, et al. (2022). « Covid-19 mortality and economic losses: The role of policies and structural conditions », *Journal of Risk and Financial Management*, vol. 15, no 8, p. 354.

Wellcome Global Monitor (2018). « How does the world feel about science and health? », 2018 report. Récupéré de <https://wellcome.org/reports/wellcome-global-monitor/2018>

Wooldridge, Jeffrey M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*, The MIT Press.

World Bank (2023). Série : NY.GDP.PCAP.KD. World Bank national accounts data, and OECD National Accounts data files. Récupéré de <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>

Wu, Nana, Keven Joyal-Desmarais, Paula A. B. Ribeiro, Ariany Marques Vieira, Jovana Stojanovic, Comfort Sanuade, et al. (2023). « Long-term effectiveness of covid-19 vaccines against infections, hospitalisations, and mortality in adults: Findings from a rapid living systematic evidence synthesis and meta-analysis up to december, 2022 », *The Lancet Respiratory Medicine*, vol. 11, no 5, p. 439-452.

Yang, Shu, Peihua Cao, Peipei Du, Ziting Wu, Zian Zhuang, Lin Yang, et al. (2020). « Early estimation of the case fatality rate of covid-19 in mainland China: A data-driven analysis », *Annals of Translational Medicine*, vol. 8, no 4, p. 128.

Yuan, H., Q. Long, G. Huang, L. Huang et S. Luo (2022). « Different roles of interpersonal trust and institutional trust in covid-19 pandemic control », *Soc Sci Med*, vol. 293, p. 114677.

Zajacova, A. et E. M. Lawrence (2018). « The relationship between education and health: Reducing disparities through a contextual approach », *Annu Rev Public Health*, vol. 39, p. 273-289.

Zaki, Bishoy Louis, Francesco Nicoli, Ellen Wayenberg et Bram Verschuere (2022). « In trust we trust: The impact of trust in government on excess mortality during the covid-19 pandemic », *Public Policy and Administration*, vol. 37, no 2, p. 226-252.

Zhao, Shi, Qianyin Lin, Jinjun Ran, Salihu S. Musa, Guangpu Yang, Weiming Wang, et al. (2020). « Preliminary estimation of the basic reproduction number of novel coronavirus (2019-ncov) in China, from 2019 to 2020: A data-driven analysis in the early phase of the outbreak », *International Journal of Infectious Diseases*, vol. 92, p. 214-217.

Zhao, Shilei et Hua Chen (2020). « Modeling the epidemic dynamics and control of covid-19 outbreak in China », *Quantitative Biology*, vol. 8, no 1, p. 11-19

Zhao, Xinshu, John G. Lynch, Jr. et Qimei Chen (2010). « Reconsidering baron and kenny: Myths and truths about mediation analysis », *Journal of Consumer Research*, vol. 37, no 2, p. 197-206.

Zou, Fengjuan, Jianpeng Xiao, Yingying Jin, Ronghua Jian, Yijun Hu, Xiaofeng Liang, *et al.* (2024). « Multilayer factors associated with excess all-cause mortality during the omicron and non-omicron waves of the covid-19 pandemic: Time series analysis in 29 countries », *BMC Public Health*, vol. 24, no 1, p. 350.

## ANNEXE A : Caractéristiques épidémiologiques

Concernant la capacité d'infection de la Covid-19 (SRAS-CoV-2), plusieurs des études estimant le taux de reproduction du virus ( $R^0$ )<sup>64</sup> à son stade d'émergence obtiennent un taux de reproduction entre 2 et 3, allant même jusqu'à plus de 6. Ces études sont affichées dans le tableau ci-dessous.

Étude	$R^0$ estimé
Imai et al. (2020)	2,6
Read et al. (2020)	3,8
Tang et al. (2020)	6,47
Li et al. (2020)	2,2
Utamura et al.(2020)	2,68
Zhao et al. (2020)	2,24 - 3,58
Billah et al. (2020) (méta analyse)	2.7

Note : Imai et al. (2020) effectuent la première estimation du taux de reproduction du virus après la découverte de SRAS-CoV-2 (Wang et al., 2020).

À titre comparatif, le  $R^0$  du SRAS-CoV est évalué en moyenne entre 2 et 5 et celui du SRMO-CoV entre 2,7 et 3,9 (Zhao et al., 2020). Notons qu'il est reconnu que le SRAS-CoV-2 est plus contagieux que son virus d'origine (SRAS-CoV), dû à la mutation d'une protéine spécifique de sa structure moléculaire (« S-protein »), protéine surnommée « Spike » (Platto et al., 2021).

Concernant l'aspect létal du virus, son taux médian a été évalué à un taux de 0,4% pour l'année 2020 (Rajgor et al. 2020). Certes, cela est plus bas que certaines pandémies historiques, notamment le SRAS-CoV, dont le taux global de létalité est évalué à 9,6%, ou le SRMO, évalué à 35% (Yang et al., 2020). Il demeure malgré tout 50 fois plus élevé que celui de la grippe, évalué à 0,006% selon le CDC<sup>65</sup> (Cozza et al., 2021). Incidemment, la grippe est classée comme quatrième maladie la plus mortelle sur la planète par le Forum Économique Mondial (Foster, 2020).

C'est la combinaison entre l'infectiosité du virus et sa létalité « intermédiaire » qui entraîna de forts taux d'hospitalisation ainsi que des contraintes cliniques élevées (Faust et del Rio, 2020). Cela emmena par la suite une rapide saturation des services de santé et des ressources en santé mondiales ainsi que des pénuries globales d'équipements médicaux (e.g. l'approvisionnement en gants, masques chirurgicaux, respirateurs artificiels, lunettes de protection, couvre-visages, etc.) (OMS, 2020c). Cette saturation des ressources médicales généra d'importantes externalités

<sup>64</sup> Taux mesurant le nombre de personnes infectées par personne contagieuse.

<sup>65</sup> US Centers for Disease Control and Prevention.

négatives, notamment pour les individus affectés par des problèmes de comorbidité. L'habileté d'un pays à inciter ou imposer à la population certains comportements de santé préventifs contre le virus fut donc un élément clé dans le contrôle de la mortalité pandémique.

## ANNEXE B : Statistiques récoltées sur les infections/décès liés à la Covid par régions et pays choisis

Au moment où l’OMS intervient et caractérise la Covid-19 comme une urgence en santé publique de portée internationale, 24 pays sont en mesure de confirmer des cas d’infection. Nous fournissons un tableau incluant certaines données de l’OMS (OMS Tableau de bord Covid-19, 2023) sur les cas et décès liés à la Covid-19 dans certaines régions choisies et selon deux périodes distinctes (i.e. après un mois et après trois mois). Nous remarquons que le 30 janvier 2020, la Chine mène alors largement quant aux taux d’infection globaux, avec 6,8 personnes infectées par million d’habitants. Les États-Unis, eux, affichent un taux d’infection de 0,02 personnes par million d’habitants et l’Union Européenne un taux de 0,05 personnes par million d’habitants. Concernant les décès, seule la Chine en dénombre à cette date.

<i>Par million d’habitants</i>	<i>Cas confirmés</i>		<i>Décès</i>	
	<u>Après 1 mois</u>	<u>Après 3 mois</u>	<u>Après 1 mois</u>	<u>Après 3 mois</u>
<b>Global</b>	<b>1,2</b>	<b>103</b>	<b>0,03</b>	<b>5,5</b>
Chine	6,8	58	0,15	2,3
États-Unis	0,02	512	0	9,8
Finlande	0,36	278	0	7,4
Japon	0,10	16	0	0,45
Union Européenne	0,05	855	0	63
Amérique Latine	0	28	0	0,9
Afrique	0	3,9	0	0,22

*Note : Le choix des régions vise à représenter un ensemble varié de réalités socioéconomiques et politiques.*

*Source des données : OMS Tableau de bord Covid-19 (2023)*

Après trois mois de pandémie, nous remarquons que les taux d’infection explosent un peu partout, mais varient selon les régions. Par exemple, alors que les augmentations semblent plus restreintes du côté de la Chine ou du Japon, où les taux ne dépassent pas la barre du 100, elles bondissent en Union Européenne et aux États-Unis, où nous pouvons respectivement dénombrer 855 personnes et 512 personnes infectées par million d’habitants. La Covid-19 n’a que récemment perdu son statut pandémique, en mai 2023 (Tedros, 2023), au moment où il devient possible de dénoter un plateau dans le nombre total d’infections et de décès liés au virus (OMS Tableau de bord Covid-19, 2023).

## ANNEXE C : Description des politiques publiques restrictives examinées

ID	Nom	Description	Mesure	Code
C1	C1E_ Fermeture d'écoles	Fermetures enregistrées des écoles et universités.	Échelle ordinale	0 – Pas de mesures
	C1NV_ Fermeture d'écoles			1 – Fermetures recommandées ou toutes les écoles sont ouvertes mais opèrent différemment versus pré-Covid.
	C1V_ Fermeture d'écoles			2 – Fermeture requise (seulement certains niveaux académiques)
	C1M_ Fermeture d'écoles			3 – Fermeture requise à tous les niveaux académiques Vide – Pas de données
C2	C2E_ Fermeture de lieux de travail	Fermetures enregistrées des lieux de travail	Échelle ordinale	0 – Pas de mesures
	C2NV_ Fermeture de lieux de travail			1 – Fermetures recommandées (ou travail de la maison recommandé) ou tous les lieux de travail ouverts mais opèrent différemment versus pré-Covid.
	C2V_ Fermeture de lieux de travail			2 – Fermeture requise (ou travail de la maison requis) pour certains secteurs ou catégories de travailleurs
	C2M_ Fermeture de lieux de travail			3 – Fermeture requise (ou travail de la maison requis) dans tous les commerces non-essentiels (commerces essentiels étant, par exemple, des épiceries) Vide – Pas de données
C3	C3E_ Annulation d'événements publics	Annulations enregistrées d'événements publics	Échelle ordinale	0 – Pas de mesures
	C3NV_ Annulation d'événements publics			1 – Annulations recommandées
	C3V_ Annulation d'événements publics			2 – Annulations requises
	C3M_ Annulation d'événements publics			Vide – Pas de données
C4	C4E_ Limites de rassemblements	Limites enregistrées sur les rassemblements	Échelle ordinale	0 – Pas de mesures
	C4NV_ Limites de rassemblements			1 – Restrictions sur de très grands rassemblements (limite > 1 000 personnes)
	C4V_ Limites de rassemblements			2 – Restrictions sur des rassemblements entre 101 et 1 000 personnes
	C4M_ Limites de rassemblements			3 – Restrictions sur des rassemblements entre 11 et 1 000 personnes 4 – Restrictions sur des rassemblements de 10 ou moins Vide – Pas de données

Source : Adapté du livre de codes d'Hale et al. (2021). Récupéré de <https://github.com/OxCGRT/covid-policy-tracker/blob/master/documentation/codebook.md#health-system-policies>

Dans la base de données d'Hale et al. (2021), chaque variable (C1, C2, C3 et C4) est présentée sous quatre codes différents, selon les individus ciblés (E\_, NV\_, V\_, M\_). Notamment, « E\_ » concerne les restrictions ciblées envers la population entière; « NV\_ » concerne les restrictions ciblées envers la population non-vaccinée; « V\_ » concerne les restrictions ciblées envers la population vaccinée; et « M\_ » concerne les restrictions ciblées envers la majorité. Dans notre étude, nous utilisons les données sur les politiques concernant la population entière.

## ANNEXE D : Description des pol. publiques de santé non-restrictives examinées

ID	Nom	Description	Mesure	Code
<b>H1</b>	H1_ Campagnes d'informations publiques	Campagnes d'information publiques enregistrées	Échelle ordinale	0 – Pas de campagnes d'information publiques sur la Covid-19 1 – Autorités publiques recommandant la prudence envers le Covid-19 2 – Campagnes d'informations publiques coordonnées (e.g. médias sociaux et traditionnels) Vide – Pas de données
<b>H2</b>	H2_ Politiques de test	Politiques gouvernementales enregistrées définissant qui a accès aux tests de Covid-19	Échelle ordinale	0 – Pas de mesures 1 – Ceux (a) montrant des symptômes <u>et</u> (b) rencontrant certains critères spécifiques (e.g. travailleurs de la santé) 2 – Ceux montrant des symptômes 3 – Ceux qui le désirent (e.g. tests par « service au volant ») Vide – Pas de données
<b>H3</b>	H3_ Politiques de traçage	Politiques gouvernementales enregistrées traçant les contacts suivant un diagnostic positif lié à la Covid-19	Échelle ordinale	0 – Pas de mesures 1 – Traçage de contacts limité (pas fait pour tous les contacts) 2 – Traçage exhaustif (fait pour tous les contacts) Vide – Pas de données
<b>H7</b>	H7_ Politiques de vaccination	Politiques gouvernementales enregistrées sur l'offre de vaccin selon différents groupes de citoyens	Échelle ordinale	0 – Pas disponible 1 – Disponible pour <u>un</u> des groupes suivants : travailleurs essentiels / personnes vulnérables (excl. personnes âgées) / personnes âgées) 2 – Disponible pour <u>deux</u> des groupes suivants : travailleurs essentiels / personnes vulnérables (excl. personnes âgées) / personnes âgées) 3 – Disponible pour <u>trois</u> des groupes suivants : travailleurs essentiels / personnes vulnérables (excl. personnes âgées) / personnes âgées) 4 – Disponible pour les <u>trois</u> groupes et quelques groupes additionnels 5 – Disponible à tous Vide – Pas de données

Source : Adapté du livre de codes d'Hale & al. (2021). Récupéré de <https://github.com/OxCGRT/covid-policy-tracker/blob/master/documentation/codebook.md#health-system-policies>

## ANNEXE E : Régressions par MCO de chaque évidence empirique

Les tableaux suivants présentent les résultats de la régression linéaire simple des relations empiriques bivariées illustrées dans le chapitre 3.4 – « Évidences empiriques ».

**Tableau 1** Régression linéaire de la surmortalité sur la vaccination

	<b>Figure 10</b>
Variable dép.	surmortalité
Méthode d'est.	MCO
Conf.	-0.529*** (0.0908)
Constante	54.75*** (6.126)
Observations	70
R <sup>2</sup>	0.332
R <sup>2</sup> aj.	0.323
p	1.76e-07
Écarts-type entre parenthèses	
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

**Tableau 2** Régression linéaire de la surmortalité et de la vaccination sur la confiance

	<b>Figure 11</b>	<b>Figure 12</b>
Variable dép.	surmortalité	vaccination
Méthode d'est.	MCO	MCO
Conf.	-1.276*** (0.188)	0.482* (0.259)
Constante	86.58*** (9.887)	40.26*** (13.62)
Observations	70	70
R <sup>2</sup>	0.404	0.048
R <sup>2</sup> aj.	0.395	0.0345
p	3.47e-09	0.0670
Écarts-type entre parenthèses		
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

**Tableau 3** Régression linéaire de la surmortalité et de la vaccination sur les pol. restrictives

	<b>Figure 13</b>	<b>Figure 14</b>
Variable dép.	surmortalité	vaccination
Méthode d'est.	MCO	MCO
Pol. restrictives	-0.0202 (0.161)	0.0906 (0.176)
Constante	21.41** (9.783)	59.95*** (10.65)
Observations	70	70
R <sup>2</sup>	0.000	0.004
R <sup>2</sup> aj.	-0.0145	-0.0107
p	0.901	0.607

Écart-type entre parenthèses  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**Tableau 4** Régression linéaire de la surmortalité et de la vaccination sur les pol. de santé non-restrictives

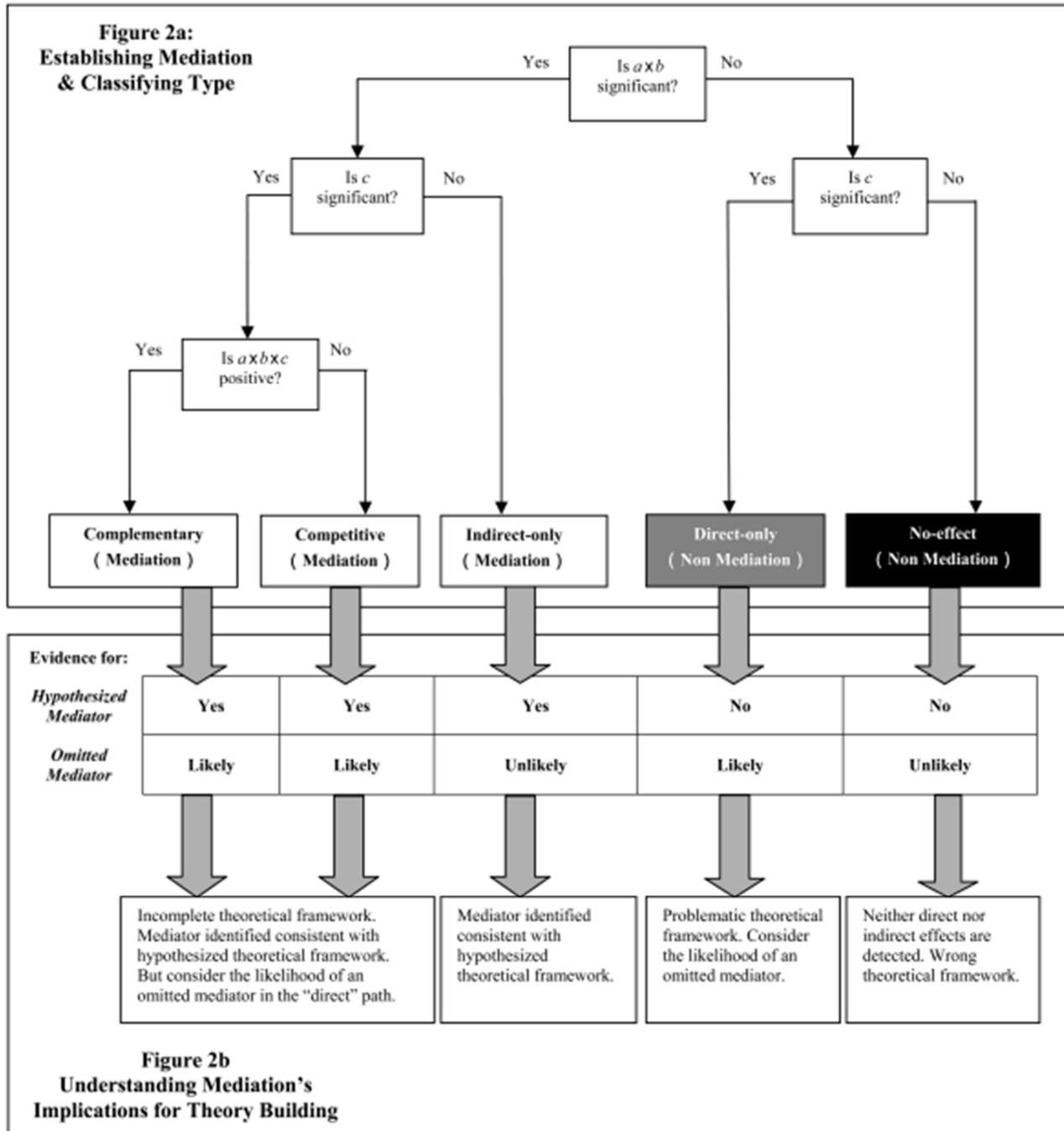
	<b>Figure 15</b>	<b>Figure 16</b>
Variable dép.	surmortalité	vaccination
Méthode d'est.	MCO	MCO
Pol de santé	-0.441** (0.183)	0.503** (0.199)
Constante	56.44*** (15.18)	24.02 (16.49)
Observations	70	70
R <sup>2</sup>	0.078	0.086
R <sup>2</sup> aj.	0.0647	0.0722
p	0.0190	0.0140

Écart-type entre parenthèses  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

ANNEXE F : Arbre décisionnel de Zhao et al. (2010)

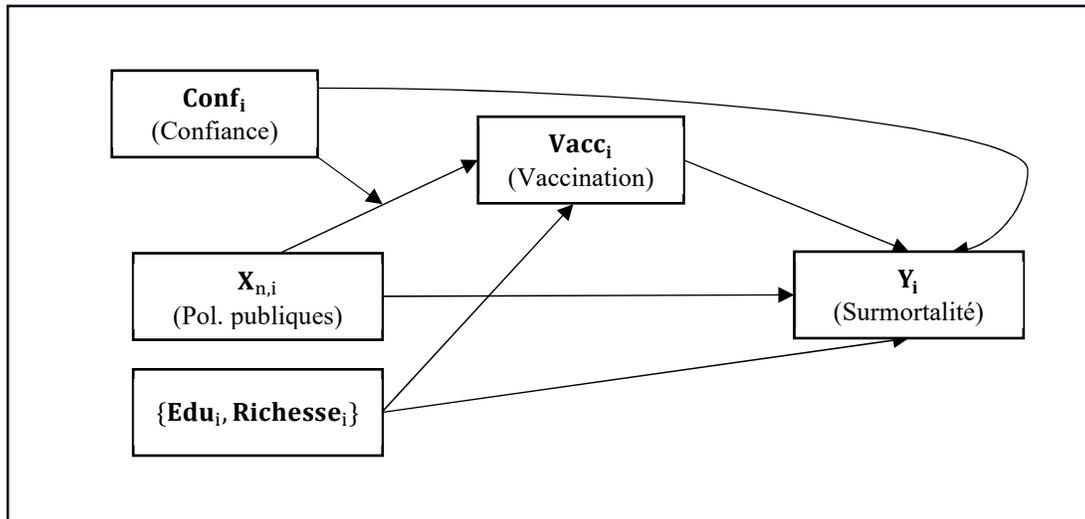
FIGURE 2

DECISION TREE FOR ESTABLISHING AND UNDERSTANDING TYPES OF MEDIATION AND NONMEDIATION



## ANNEXE G : Modèle de médiation modérée de première et directe étape

Diagramme conceptuel de médiation modérée de première et directe étape



Source : Diagramme conceptuel « Model 7 » adapté de Hayes (2018)

## ANNEXE H : Effets marginaux estimés

Les effets marginaux moyens permettent d'analyser les effets de chaque variable dont l'effet est conditionnel à une autre variable. Ces variables sont celles impliquées dans les termes d'interactions des modèles de santé 1 et 3.

La colonne 1 du tableau 1 affiche les effets marginaux moyens de la variable de confiance et de l'intensité des politiques publiques restrictives après l'estimation de l'équation (7.3) du modèle 1 sans covariants et (7.1) du modèle 1 avec covariants.

**Tableau 1** Effets marginaux moyens des variables conditionnelles - M1

	M1 sans covariants	M1 avec covariants
Variable dépendante : surmortalité	7.3	7.1
Confiance	-1.199***	-0.555***
Politiques restrictives	-0.656**	-0.377**
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

La colonne 1 du tableau 2 affiche les effets marginaux moyens de la variable de confiance et de chaque type de politiques publiques examinées ( $X_{n,i}$ ) après l'estimation de l'équation (9.3) du modèle 3 sans covariants.

**Tableau 2** Effets marginaux moyens des variables conditionnelles – M3 sans covariants

	M3 avec $X_{1,i}$	M3 avec $X_{2,i}$
Variable dépendante : vaccination	9.3	9.3
Confiance	0.421**	0.432
Politiques restrictives ( $X_{1,i}$ )	0.305*	
Politiques de santé non-restrictives ( $X_{2,i}$ )		0.229
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

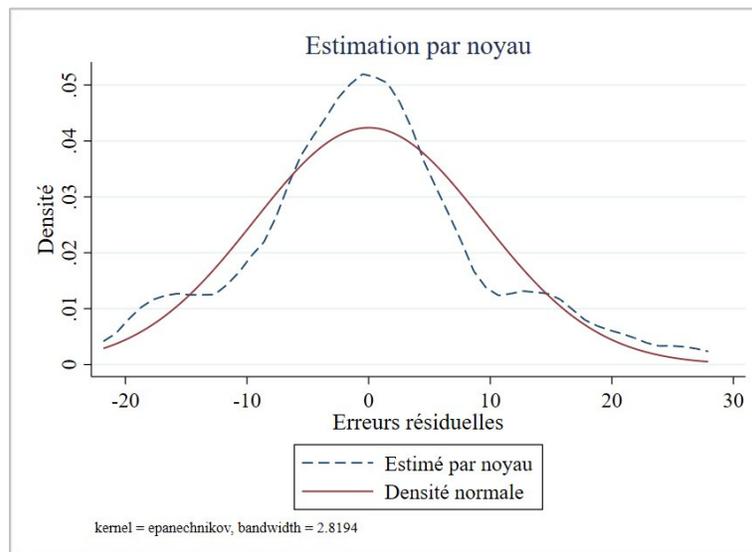
## ANNEXE I : Exercices de robustesse

**Tableau 1** Analyse de modération – M1 avec covariants

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Méthode d'est.	MCO		MCO (robuste)		MCO (hc2)	
Équation	7.2	7.1	7.2	7.1	7.2	7.1
Variable dép.	vaccination	surmortalité	vaccination	surmortalité	vaccination	surmortalité
Confiance	-0.627*** (0.211)	-2.274*** (0.757)	-0.627** (0.249)	-2.274*** (0.569)	-0.627** (0.258)	-2.274*** (0.604)
Pol. restrictives	-0.104 (0.107)	-1.543** (0.645)	-0.104 (0.118)	-1.543*** (0.465)	-0.104 (0.122)	-1.543*** (0.495)
Pol. restrictives # Conf.		0.0289** (0.0128)		0.0289*** (0.00848)		0.0289*** (0.00899)
Édu	-0.127 (0.204)	-0.160 (0.198)	-0.127 (0.202)	-0.160 (0.190)	-0.127 (0.205)	-0.160 (0.192)
PIB par habitant	-6.836*** (1.788)	-6.429*** (1.744)	-6.836*** (1.846)	-6.429*** (1.743)	-6.836*** (1.929)	-6.429*** (1.818)
Constante	136.0*** (13.58)	217.0*** (38.14)	136.0*** (14.20)	217.0*** (30.73)	136.0*** (14.69)	217.0*** (32.57)
Obs.	70	70	70	70	70	70
R <sup>2</sup> aj.	0.570	0.596	0.570	0.596	0.570	0.596
p	0	0	0	0	0	0

Écarts-type entre parenthèses.  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**Figure 1** Distribution des erreurs après l'estimation par MCO de l'équation 7.1 – M1 avec covariants



**Tableau 2** Analyse de médiation selon les politiques restrictives ( $X_1$ ) – M2 avec covariants

	(1)	(2)	(3)	(4)
Méthode d'est.	MCO		MCO (robuste)	
Équation	8.1	8.2	8.1	8.2
Variable dép.	vaccination	surmortalité	vaccination	surmortalité
Confiance	-0.495** (0.250)	-0.759*** (0.197)	-0.495* (0.262)	-0.759*** (0.231)
Pol. restrictives	0.119 (0.127)	-0.0722 (0.0982)	0.119 (0.109)	-0.0722 (0.113)
Vaccination		-0.268*** (0.0919)		-0.268*** (0.0915)
Éducation	-0.0550 (0.242)	-0.142 (0.186)	-0.0550 (0.262)	-0.142 (0.202)
Richesse	12.87*** (2.117)	-3.388* (2.011)	12.87*** (2.152)	-3.388 (2.225)
Constante	-36.65** (16.07)	126.2*** (12.80)	-36.65*** (13.52)	126.2*** (15.25)
Obs.	70	70	70	70
<b>Effets (<math>X_1</math>)</b>				
Effet direct (ED)	-.06378		-.06378	
Effet indirect (EI)	.0032245		.0032245	
Effet total (ET)	-.0605555		-.0605555	
Prop. médiée (EI/ET)	0.053		0.053	
<b>Effets (Conf.)</b>				
Effet direct (ED)	-.7814617***		-.7814617***	
Effet indirect (EI)	.1359233		.1359233*	
Effet total (ET)	-.6455384***		-.6455384***	
Prop. médiée (EI/ET)	0.211		0.211	
Les symboles suivants sont définis comme suit : ED, effet direct; EI, effet indirect; ET, effet total. Écarts-type entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

**Tableau 3** Analyse de médiation selon les politiques non-restrictives ( $X_2$ ) – M2 avec covariants

	(1)	(2)	(3)	(4)
Méthode d'est.	MCO		MCO (robuste)	
Équation	8.1	8.2	8.1	8.2
Variable dép.	vaccination	surmortalité	vaccination	surmortalité
Confiance	-0.493*	-0.781***	-0.493*	-0.781***
	(0.255)	(0.200)	(0.252)	(0.238)
Pol. restrictives	-0.0117	-0.0638	-0.0117	-0.0638
	(0.164)	(0.126)	(0.147)	(0.119)
Vaccination		-0.276***		-0.276***
		(0.0915)		(0.0882)
Éducation	-0.0977	-0.116	-0.0977	-0.116
	(0.239)	(0.183)	(0.258)	(0.203)
Richesse	13.15***	-3.126	13.15***	-3.126
	(2.248)	(2.099)	(2.120)	(2.251)
Constante	-27.92*	124.1***	-27.92*	124.1***
	(15.80)	(12.36)	(15.01)	(14.34)
Obs.	70	70	70	70
<b>Effets (<math>X_2</math>)</b>				
Effet direct (ED)	-0.721949		-0.721949	
Effet indirect (EI)	-0.0318023		-0.0318023	
Effet total (ET)	-1.039972		-1.039972	
Prop. médiée (EI/ET)	0.306		0.053	
<b>Effets (Conf.)</b>				
Effet direct (ED)	-.7591984***		-.7591984***	
Effet indirect (EI)	.1325813		.1325813*	
Effet total (ET)	-.6266172**		-.6266172***	
Prop. médiée (EI/ET)	0.212		0.212	

Les symboles suivants sont définis comme suit : ED, effet direct; EI, effet indirect; ET, effet total. Écart-type entre parenthèses. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

**Tableau 4** Analyse de médiation modérée selon les pol. restrictives ( $X_1$ ) – M3 avec covariants

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Méthode d'est.	MCO		MCO (robuste)		MCO (hc2)	
Équation	9.1	9.2	9.1	9.2	9.1	9.2
Variable dép.	vaccination	surmortalité	vaccination	surmortalité	vaccination	surmortalité
Conf.	2.125*		2.125***		2.125**	
	(1.243)		(0.793)		(0.808)	
Pol. restrictives	1.541	0.0278	1.541**	0.0278	1.541**	0.0278
	(1.076)	(0.133)	(0.714)	(0.153)	(0.723)	(0.159)
Pol. restr. # Conf.	-0.0286		-0.0286*		-0.0286*	
	(0.0213)		(0.0149)		(0.0150)	
Vaccination		-0.530***		-0.530***		-0.530***
		(0.0917)		(0.0889)		(0.0914)
Constante	-48.49	53.17***	-48.49	53.17***	-48.49	53.17***
	(63.03)	(9.748)	(38.31)	(11.28)	(39.01)	(11.79)
Obs.	70	70	70	70	70	70
R <sup>2</sup> aj.	0.0381	0.313	0.0381	0.313	0.0381	0.313
p	0.136	1.30e-06	0.00370	6.43e-07	0.00453	1.20e-06

Écart-type entre parenthèses.  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**Tableau 5** Analyse de médiation modérée selon les pol. de santé non-restrictives ( $X_2$ ) – M3 avec covariants

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Méthode d'est.	MCO		MCO (robuste)		MCO (hc2)	
Équation	9.1	9.2	9.1	9.2	9.1	9.2
Variable dép.	vaccination	surmortalité	vaccination	surmortalité	vaccination	surmortalité
Conf.	-2.131		-2.131		-2.131	
	(2.161)		(2.017)		(2.162)	
Pol. santé non-restr.	-1.130	-0.191	-1.130	-0.191	-1.130	-0.191
	(1.359)	(0.163)	(1.302)	(0.147)	(1.396)	(0.148)
Pol. santé non-restr. # Conf.	0.0312		0.0312		0.0312	
	(0.0262)		(0.0238)		(0.0255)	
Vaccination		-0.496***		-0.496***		-0.496***
		(0.0947)		(0.0951)		(0.0968)
Constante	135.5	68.35***	135.5	68.35***	135.5	68.35***
	(111.5)	(13.08)	(109.1)	(12.01)	(117.2)	(12.17)
Obs.	70	70	70	70	70	70
R <sup>2</sup> aj.	0.101	0.326	0.101	0.326	0.101	0.326
p	0.0183	6.70e-07	0.000119	2.45e-07	0.000142	3.87e-07

Écart-type entre parenthèses.  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1